

Etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge 1970-2010



Johanne Bentzen Kværne

Masteroppgave ved Økonomisk Institutt

UNIVERSITETET I OSLO

Mai 2013

Etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge 1970-2010

En økonometrisk analyse basert på økonomisk teori og tidligere empiriske studier.

© Johanne Bentzen Kværne

2013

Etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge 1970-2010

Johanne Bentzen Kværne

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

Sammendrag

Oppgavens problemstilling er å spesifisere en etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Norge i perioden 1970 til 2010. Jeg har tatt utgangspunkt i økonomisk teori for etterspørselen etter forsvarstjenester i et land, og tidligere empiriske studier der tilsvarende analyser er gjort for andre land. På bakgrunn av dette spesifiseres det i oppgaven to etterspørselsfunksjoner for forsvarstjenester i Norge i perioden 1970 til 2010. De to etterspørselsfunksjonene betegnes i oppgaven som den neoklassiske etterspørselsfunksjonen og den alternative etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge.

Den neoklassiske etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge bygger på den neoklassiske økonomiske teorien for etterspørselen etter forsvarstjenester i et land, basert på Smith (1995). Det vil i oppgaven fokuseres på fire tidligere empiriske artikler, som alle har tatt utgangspunkt i den neoklassiske økonomiske teorien i sine analyser av etterspørselen etter forsvarstjenester i land. Artiklene som gjennomgås er Dunne et al. (2003), Gadea et al. (2004), Solomon (2005) og Nikolaidou (2008). Metoden som tas i bruk for å estimere den neoklassiske etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge er ARDL-tilnærming til kointegrasjon, basert på Pesaran og Shin (1999).

Den avhengige variabelen i den estimerte neoklassiske etterspørselsfunksjonen er forsvarsbudsjettet i Norge, målt i faste tusen 2010-priser. Forklaringsvariablene som inngår i funksjonen er BNP for fastlands-Norge og ikke-militære statlige utgifter, begge målt i faste tusen 2010-priser, USAs forsvarsutgifter som andel av BNP og to dummyvariabler, der den ene representerer den kalde krigen. Alle variablene som inngår i funksjonen, med unntak av dummyvariablene, er målt i logaritmisk skala.

Resultatene av estimeringen av den neoklassiske etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge tyder på at det kan eksistere én eller flere gyldige langsiktsammenhenger mellom den avhengige variabelen, logaritmen til forsvarsbudsjettet i Norge, og logaritmen til det settet av forklaringsvariabler som den neoklassiske økonomiske teorien peker ut, og som tidligere empiriske studier har benyttet i sine analyser av etterspørselen etter forsvarstjenester i land. Problemet med resultatene er av tolkningsmessig art. Dersom man i modellen tolker logaritmen til BNP for fastlands-Norge som en partiell elastisitet, vil for eksempel den estimerte negative koeffisienten tilhørende denne variabelen være urimelig. En mulig årsak til

resultatene karakter er at det ikke er nok informasjon i dataene til å skille fra hverandre trendbidraget fra enkelte av forklaringsvariablene.

Den alternative spesifikasjonen av en etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Norge bygger i stor grad på de samme variablene som inngår i den neoklassiske etterspørselsfunksjonen. Forskjellen er at enkelte av variablene nå er målt som andeler av BNP. Den avhengige variabelen i modellen er forsvarsbudsjettet i Norge som andel av BNP. I denne modellen lar jeg også endringen i trusselbildet i Norge, som følge av slutten på den kalde krigen, spille en mer sentral rolle enn i den tidligere modellen. Jeg tar utgangspunkt i at forsvarsbudsjettet i Norge som andel av BNP, kan ha endret likevektverdi som følge av slutten på den kalde krigen. Jeg tar også høyde for at variabelen som representerer USAs forsvarsutgifter som andel av BNP, kan ha endret karakter fra perioden under den kalde krigen til perioden etter den kalde krigens slutt.

Resultatene av estimeringen tyder på at endringen i trusselbildet i Norge, som følge av slutten på den kalde krigen, kan ha hatt betydning for utviklingen av forsvarsbudsjettet som andel av BNP i perioden 1970 til 2010. Det vises blant annet at koeffisienten til variabelen som representerer USAs forsvarsutgifter som andel av BNP, endrer fortegn i regresjonsmodellen som følge av slutten på den kalde krigen.

Forord

Jeg vil først og fremst takke veilederen min, Ragnar Nymoen, professor ved Økonomisk Institutt, Universitetet i Oslo, for svært god veiledning gjennom oppgaven. Innspill, råd og tilbakemeldinger gjennom hele arbeidet har vært til stor hjelp.

Jeg vil også takke Forsvarets forskningsinstitutt (FFI) for et interessant og lærerikt opphold hos dem sommeren 2012. Jeg ble der introdusert for feltet forsvarsøkonomi, og jeg fikk mulighet til å ta arbeidet jeg utførte denne sommeren videre til en masteroppgave. Jeg vil også takke for at jeg fikk mulighet til å skrive oppgaven min i FFIs kontorlokaler. Jeg anbefaler gjerne FFI som oppgavested for framtidige masterstudenter.

Jeg er selv ansvarlig for oppgaven som helhet. Eventuelle feilaktige opplysninger eller mistolkninger er mitt ansvar.

Oslo, 13. mai 2013

Johanne Bentzen Kværne

Innholdsfortegnelse

1	Innledning	1
2	Økonomisk teori	3
2.1	Teoretiske modeller for etterspørselen etter forsvarstjenester	3
2.1.1	Våpenkappløpsmodeller	3
2.1.2	Neoklassiske modeller for etterspørselen etter forsvarstjenester	6
3	Tidligere empirisk litteratur	10
3.1	Sikkerhetsrelaterte faktorer	10
3.2	Politiske faktorer	13
3.3	Økonomiske faktorer	14
3.4	Andre faktorer relatert til etterspørselen etter forsvarstjenester	17
4	Metode	21
4.1	Ikke-stasjonære variabler og kointegrasjon	21
4.2	ARDL-modell	22
4.3	ARDL-tilnærming til kointegrasjon	24
5	Etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge	26
5.1	Forsvarsbudsjettets størrelse og utvikling 1970-2010	26
5.2	Sikkerhetspolitiske trekk i Norge 1970-2010	29
5.3	Spesifikasjon av en neoklassisk etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Norge	31
5.3.1	Data og datakilder	33
5.3.2	Testing av fravær av kointegrasjon	33
5.3.3	Estimering av den neoklassiske modellen	37
5.4	Spesifikasjon av en alternativ modell for forsvarsbudsjettet i Norge	41
5.4.1	Estimering av likevektverdiene til forsvarsbudsjettet som andel av BNP i de to periodene	43
5.4.2	Estimering av den alternative modellen	46
5.4.3	Instrumentvariabelmetoden	51
6	Konklusjon	55
	Litteraturliste	57

<i>Figur 5.1</i>	<i>Forsvarsbudsjettet 1970-2010</i>	<i>26</i>
<i>Figur 5.2</i>	<i>Forsvarsbudsjettets andel av BNP for Norge og fastlands-Norge 1970-2010...</i>	<i>27</i>
<i>Figur 5.3</i>	<i>Forsvarsbudsjettets andel av statsbudsjettet 1970-2010.....</i>	<i>28</i>
<i>Figur 5.4</i>	<i>Forsvarsbudsjettet avmerket med den ansvarlige statsråds tilhørighet til politisk parti 1980-2009</i>	<i>29</i>
<i>Tabell 3.1</i>	<i>Sammendrag av tidligere empiriske resultater</i>	<i>18</i>
<i>Tabell 5.1</i>	<i>Tester av lineære modeller med utgangspunkt i ligning (5.3)</i>	<i>35</i>
<i>Tabell 5.2</i>	<i>Tester av log-lineære modeller med utgangspunkt i ligning (5.3).....</i>	<i>36</i>
<i>Tabell 5.3</i>	<i>Estimerte langsiktkoeffisienter i ligning (5.4).....</i>	<i>37</i>
<i>Tabell 5.4</i>	<i>Feilspesifikasjonstester for estimeringen av ligning (5.4).....</i>	<i>38</i>
<i>Tabell 5.5</i>	<i>Estimerte kortsiktkoeffisienter i ligning (5.6)</i>	<i>40</i>
<i>Tabell 5.6</i>	<i>Feilspesifikasjonstester for estimeringen av ligning (5.6).....</i>	<i>40</i>
<i>Tabell 5.7</i>	<i>Estimerte forventningsverdier i ligning (5.9)-(5.12).....</i>	<i>45</i>
<i>Tabell 5.8</i>	<i>Estimerte koeffisienter i ligning (5.17).....</i>	<i>46</i>
<i>Tabell 5.9</i>	<i>Feilspesifikasjonstester for estimeringen av ligning (5.17).....</i>	<i>47</i>
<i>Tabell 5.10</i>	<i>Langsiktkoeffisienter i ligning (5.17) for $KK = 1$</i>	<i>50</i>
<i>Tabell 5.11</i>	<i>Langsiktkoeffisienter i ligning (5.17) for $KK = 0$</i>	<i>50</i>
<i>Tabell 5.12</i>	<i>Første steg i estimeringen av ligning (5.17) ved instrumentvariabelmetoden ..</i>	<i>51</i>
<i>Tabell 5.13</i>	<i>Estimering av ligning (5.17) ved bruk av instrumentvariabelmetoden</i>	<i>52</i>
<i>Tabell 5.14</i>	<i>Feilspesifikasjonstester for estimeringen av ligning (5.17) ved bruk av instrumentvariabelmetoden</i>	<i>53</i>

1 Innledning

Bestemmelsen av forsvarsutgiftene i et land er en sammensatt og kompleks prosess, og har vært behandlet i en stor mengde litteratur innenfor feltet forsvarsøkonomi. Økonomiske teorier har blitt utviklet i lys av de mange ulike faktorene som vil kunne ha innflytelse på utviklingen av forsvarsbudsjettet i et land. En del av litteraturen som omhandler etterspørselen etter forsvarstjenester, har fokusert på land der krig og konflikt har vært en åpenbar faktor for utviklingen av forsvarsutgiftene i landet. Denne litteraturen har ofte tatt utgangspunkt i varianter av modeller for våpenkappløp.

Nyere studier innenfor forsvarsøkonomi har vist at en relativ enkel etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i et land, basert på økonomiske, politiske og sikkerhetsrelaterte faktorer, kan ha stor forklaringskraft på utviklingen av forsvarsutgiftene i et land. Disse studiene har i stor grad omhandlet individuelle analyser av etterspørselen etter forsvarstjenester i medlemsland i den Europeiske Union (EU) og NATO. Eksempler på disse artiklene er Solomon (2005) som estimerer en etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Canada i perioden 1952 til 2001, og Dunne et al. (2003) som estimerer individuelle etterspørselsfunksjoner for forsvarstjenester i Hellas, Portugal og Spania i perioden 1960 til 2001.

I denne oppgaven vil det estimeres to etterspørselsfunksjoner for forsvarstjenester i Norge i perioden 1970 til 2010. Den første etterspørselsfunksjonen vil jeg i det følgende betegne som den *neoklassiske* etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge. Denne etterspørselsfunksjonen bygger i stor grad direkte på etterspørselsfunksjoner som tidligere studier har benyttet i sine analyser av etterspørselen etter forsvarstjenester i land. Den andre etterspørselsfunksjonen vil jeg betegne som den *alternative* etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge.

I det neste kapittelet vil det gis en oversikt over to modellklasser innenfor økonomisk teori for etterspørselen etter forsvarstjenester i et land. Den første modellklassen som behandles, er modeller for våpenkappløp. Den andre modellklassen som behandles, er neoklassiske modeller for etterspørselen etter forsvarstjenester, basert på Smith (1995). De relevante empiriske studiene for denne oppgaven bygger i hovedsak på en neoklassisk modell for etterspørselen etter forsvarstjenester i et land. Utgangspunktet for den neoklassiske modellen er antagelsen om en velferdsmaksimerende rasjonell stat, der forsvarsutgifter og utgifter til sivile varer og tjenester i staten blir bestemt ved maksimering av en velferdsfunksjon.

De empiriske studiene som er med på å underbygge den neoklassiske etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge, gjennomgås i kapittel 3. For å gi et oversiktlig sammendrag av forklaringsvariablene som inngår i de ulike studienes etterspørselsfunksjoner for forsvarstjenester og de empiriske resultatene for de enkelte landene som inngår i studiene, presenteres dette avslutningsvis i kapittelet i form av en tabell.

I det fjerde kapittelet i oppgaven vil jeg gjennomgå metoden som er brukt for å estimere den neoklassiske etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge. Metoden jeg tar i bruk er ARDL-tilnærming til kointegrasjon, basert på Pesaran og Shin (1999). Denne metoden har jeg valgt på bakgrunn av problemer knyttet til regresjonsmodeller der ikke-stasjonære variabler inngår i modellen. Jeg vil videre i kapittelet behandle begrepene ikke-stasjonaritet og kointegrasjon. Det vil også gis en detaljert beskrivelse av ARDL-modellen. Denne modellen vil jeg bruke i estimeringen av både den neoklassiske og den alternative etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge.

For å underbygge de to etterspørselsfunksjonene for forsvarstjenester i Norge, vil jeg også se på utviklingen av forsvarsbudsjettet og sikkerhetspolitiske trekk i Norge de siste 40 årene. Dette gjennomgås i første del av kapittel 5. Den kalde krigen og Norges medlemskap i NATO er to faktorer som kan ha hatt betydning for utviklingen av forsvarsutgiftene i Norge. Disse faktorene har jeg, blant andre faktorer, tatt hensyn til i mine modeller.

Videre i kapittel 5 vil jeg presentere og estimere den neoklassiske etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge i perioden 1970 til 2010. Til slutt i kapittelet vil jeg presentere og estimere den alternative modellen for etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge. Den alternative modellen bygger i stor grad på de samme variablene som inngår i den neoklassiske etterspørselsfunksjonen, men jeg vil i denne modellen pålegge visse restriksjoner på variablene som inngår. På denne måten lar jeg endringen i trusselbildet i Norge spille en mer sentral rolle enn i den tidligere modellen. I kapittel 6 gis det en konklusjon.

For å estimere de to etterspørselsfunksjonene for forsvarstjenester i Norge i perioden 1970 til 2010 har jeg tatt i bruk data fra Forsvarets forskningsinstitutt (FFI), Statistisk sentralbyrå (SSB) og Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI). All estimering i denne oppgaven er utført i PcGive.

2 Økonomisk teori

Det eksisterer et stort antall teoretiske modeller for å forklare et lands etterspørsel etter forsvarstjenester. De teoretiske modellene har ulik tilnærming til hvilke faktorer som er avgjørende for bestemmelsen av forsvarsbudsjettet i et land. Flertallet av modellene er likevel basert på innflytelsen av sikkerhetsrelaterte og økonomiske faktorer, samt teorier for politiske og byråkratiske beslutninger.

I avsnitt 2.1 presenterer jeg to av de teoretiske modellene som i litteraturen har blitt anvendt til å forklare et lands etterspørsel etter forsvarstjenester. Det gis først en kort oversikt over våpenkappløpsmodeller. Deretter gis det en grundig beskrivelse av neoklassiske modeller for etterspørselen etter forsvarstjenester. Det er denne modellklassen som danner utgangspunktet for den empiriske delen av denne oppgaven.

2.1 Teoretiske modeller for etterspørselen etter forsvarstjenester

2.1.1 Våpenkappløpsmodeller

Våpenkappløpsmodeller beskriver størrelsen på forsvarsutgiftene til et land gjennom behovet for opprustning av våpen. Behovet for opprustning av våpen følger av et våpenkappløp: når motstridende mål fører til at to eller flere land går inn i en kamp om økte forsvarsstyrker (Sandler og Hartley, 1995, s. 73). De fleste våpenkappløpsmodeller baserer seg på Lewis F. Richardsons enkle modell fra 1960 (Richardson, 1960). Til tross for mange utvidelser og modifikasjoner av modellen, behandler de fleste modellene fortsatt våpenkappløp mellom land som en enkel prosess. Gitt betingelser om kostnaden ved opprustning, vil landene i et mekanisk mønster ruste opp sine forsvar med mål om å avverge angrep. I en våpenkappløpsmodell vil derfor forsvarsutgiftene i et land hovedsakelig bli bestemt av størrelsen på forsvarsutgiftene hos landets fiender.

Richardson-modellen¹

Richardsons modell beskriver to rivaliserende land, land A og B, som sammen involveres i en dynamisk prosess gjennom anskaffelse av våpen. Hvert land antas å være en enkel, forent

¹ Dette avsnittet bygger i sin helhet på Anderton og Carter (2009, kap. 10).

aktør, og det eksisterer kun ett homogent våpen. Modellen er karakterisert ved følgende to differensiallikninger:

$$\frac{dM_A}{dt} = kM_B - \alpha M_A + g, \quad (2.1)$$

$$\frac{dM_B}{dt} = lM_A - \beta M_B + h, \quad (2.2)$$

der M_i , $i = A, B$, betegner forsvarsutgiftene per enhet av tid til land i . k og l er reaksjonsparametere som reflekterer hvor sensitive hvert land er overfor størrelsen på forsvarsutgiftene til rivalen, mens α og β er parametere som reflekterer den økonomiske eller politiske byrden som følger av nivået på forsvarsutgiftene i landet. Parameterne g og h representerer graden av fiendtlighet mellom landene. Disse parameterne vil avhenge av historiske faktorer. I modellen er det dermed følgende tre faktorer som vil påvirke et lands beslutning om opprustning: frykt for rivalen bestemt av størrelsen på rivalens forsvarsutgifter, kostnaden ved opprustning som følge av en økning i landets egne forsvarsutgifter og ambisjonene landet selv har overfor rivalen.

Land A og B vil tilpasse sine forsvarsutgifter helt til elementene på høyre side i likning (2.1) og (2.2) gir:

$$\frac{dM_A}{dt} = 0, \quad (2.3)$$

$$\frac{dM_B}{dt} = 0. \quad (2.4)$$

Disse likningene definerer en stasjonær likevekt, dersom en slik likevekt eksisterer. Når (2.3) og (2.4) holder, har landene konstante forsvarsutgifter. Selv om det ikke er sagt noe eksplisitt om optimalisering, kan dette implisitt tolkes som at landene ønsker et uendret nivå på forsvarsutgiftene. Ved å løse differensiallikningene gitt i likning (2.3) og (2.4), kan følgende reaksjonsfunksjoner for land A og B utledes:

$$M_A = \left(\frac{k}{\alpha}\right) M_B + \left(\frac{g}{\alpha}\right), \quad (2.5)$$

$$M_B = \left(\frac{l}{\beta}\right) M_A + \left(\frac{h}{\beta}\right). \quad (2.6)$$

Reaksjonsfunksjonene viser det nivået på forsvarsutgifter som hvert land velger som følge av rivalens valg, alt sammen i en stasjonær situasjon. Likevektsnivåene på forsvarsutgiftene i de to landene, M_A^* og M_B^* , kan deretter bli funnet ved å løse likning (2.5) og (2.6) simultant for M_A og M_B :

$$M_A^* = (kh + \beta g)/(\alpha\beta - kl), \quad (2.7)$$

$$M_B^* = (lg + \alpha h)/(\alpha\beta - kl). \quad (2.8)$$

Varianter av Richardson-modellen²

Som nevnt innledningsvis, kan Richardson-modellen utvides. Én variant av modellen er Murray Wolfsons rivalmodell fra 1968 (Wolfson, 1968). Modellen ble opprinnelig laget for å beskrive USAs motstand mot Sovjetunionen i våpenkappløpet under den kalde krigen.

USAs (land A) målsetting i modellen beskrives som ikke å *tape* våpenkappløpet. Sovjetunionens (land B) intensjon er derimot *dominans* over USA, og landets handlinger påvirkes derfor av egen suksess. Tapet beregnes ved differansen mellom de to landenes forsvarsutgifter målt i periode $t - 1$. Modellen, som er formulert i diskret tid, er gitt ved følgende to likninger:

$$M_A(t) = k[M_B(t - 1) - M_A(t - 1)] + \alpha M_A(t - 1) + k' M_B(t - 1), \quad (2.9)$$

$$M_B(t) = l[M_B(t - 1) - M_A(t - 1)] + l' M_B(t - 1) + \beta M_B(t - 1). \quad (2.10)$$

På tross av at det finnes mye litteratur om våpenkappløpsmodeller, er det bred enighet om begrensningene til de tradisjonelle modellene: det finnes ingen eksplisitte målsettinger,

² Dette avsnittet bygger i sin helhet på Sandler og Hartley (1995, kap. 4).

beslutningsprosessene i landene karakteriseres ikke og det eksisterer heller ingen eksplisitte økonomiske eller strategiske overveielser eller betingelser (Sandler og Hartley, 1995, s. 86). Selv om varianter av Richardson-modellen har medvirket til mer realistiske forklaringer på våpenkappløp mellom land, deler de fremdeles mange av de samme begrensningene. Også de statistiske bevisene for et mekanisk Richardson-inspirert våpenkappløp er få. På et kvalitativt nivå er det likevel liten tvil om at våpenkappløp mellom land forekommer (Smith, 2009, s. 85).

2.1.2 Neoklassiske modeller for etterspørselen etter forsvarstjenester

De neoklassiske modellene for etterspørselen etter forsvarstjenester konsentrerer seg om politiske, økonomiske og sikkerhetsrelaterte faktorer. I motsetning til modellene som behandles i avsnitt 2.1.1, hvor utviklingen av forsvarsutgiftene i et land betinges av blant annet forsvarsutgiftene til landets fiender, vil det med en neoklassisk tilnærming tas utgangspunkt i en "ekstrem rasjonell-aktør-modell av staten, der forsvarsutgifter og utgifter brukt til andre varer og tjenester blir bestemt ved maksimering av en velferdsfunksjon (...)" (Smith, 1989, s. 347)³. De tradisjonelle neoklassiske modellene anser staten som en velferdsmaksimerende rasjonell aktør.

*Standard neoklassisk modell for etterspørselen etter forsvarstjenester*⁴

I en standard neoklassisk modell for etterspørselen etter forsvarstjenester antas det et land som maksimerer velferd, gitt ved W . Velferdsfunksjonen W avhenger av sikkerhet målt ved S , økonomiske variabler som totalt konsum C , befolkning N og andre variabler målt ved ZW . Velferdsfunksjonen kan gis ved:

$$W = W(S, C, N, ZW). \quad (2.11)$$

Sikkerhet, S , kan betraktes som landets oppfattede fravær av trusler om angrep. Fordi variabelen er uobserverbar må den erstattes av kvantifiserbare variabler som for eksempel forsvarsutgiftene til landet, forsvarsutgiftene til andre land og øvrige sikkerhetsrelaterte faktorer. Sikkerheten i landet kan dermed beskrives ved følgende funksjon:

³ Oversatt fra engelsk.

⁴ Dette avsnittet bygger i sin helhet på Smith (1980, 1995).

$$S = S(M, M_1, \dots, M_n, ZS), \quad (2.12)$$

der M betegner forsvarsutgiftene til landet, M_1, \dots, M_n betegner forsvarsutgiftene til andre land og ZS representerer øvrige sikkerhetsrelaterte variabler. De andre landene kan deles inn i to kategorier: allierte og fiender. Økte forsvarsutgifter hos landets allierte vil ha en positiv innvirkning på sikkerheten i landet, i motsetning til økte forsvarsutgifter hos landets rivaler som vil fremme frykten for angrep.

Velferdsfunksjonen maksimeres med hensyn på funksjonen for sikkerhet S , og en budsjettbetingelse gitt ved:

$$Y = p_c C + p_m M, \quad (2.13)$$

der Y er total nominell inntekt og p_m og p_c er priser på henholdsvis reelt forbruk av forsvarsvarer og -tjenester og konsum. Under vanlige betingelser om velferdsfunksjonen kan maksimeringsproblemet løses, og etterspørselen etter forsvarstjenester i landet gis ved:

$$M = M\left(\frac{p_m}{p_c}, Y, N, M_1, \dots, M_n, ZW, ZS\right). \quad (2.14)$$

Det kan hjelpe framstillingen å se på en spesifisert modellversjon. For å forenkle ignoreres variablene N , ZW og ZS . Videre antas velferden i landet å være gitt ved funksjonen⁵:

$$W = \alpha \log(C) + (1 - \alpha) \log(S). \quad (2.15)$$

Det antas at landet selv ikke oppfattes som truende av andre land, men at det eksisterer en truende fiende av landet med forsvarsutgifter M_1 . Ingen av landene har allierte. Funksjonen for sikkerhet i landet kan nå skrives som:

$$S = M - M^* = M - (\beta_0 + \beta_1 M_1), \quad (2.16)$$

⁵ Dette er en Stone-Geary-funksjon.

der M^* er nivået på forsvarsutgiftene som kreves for at landet skal motstå et angrep fra fienden. M^* påvirkes av to faktorer: β_0 som er gitt, og upåvirket av nivået på rivalens forsvarsutgifter, og $\beta_1 M_1$, hvor β_1 angir den relative styrken til rivalens forsvar.

Ved å bruke budsjettbetingelsen fra likning (2.13), kan Lagrange-funksjonen knyttet til maksimeringsproblemet skrives som⁶:

$$L = \alpha \log(C) + (1 - \alpha) \log(M - M^*) + \lambda(Y - p_c C - p_m M). \quad (2.17)$$

Førsteordensbetingelsene tilhørende maksimeringsproblemet er gitt ved de tre ligningene nedenfor:

$$\frac{\partial L}{\partial C} = \frac{\alpha}{C} - \lambda p_c = 0 \quad \text{eller} \quad C = \frac{\alpha}{\lambda p_c}, \quad (2.18)$$

$$\frac{\partial L}{\partial M} = \frac{1 - \alpha}{M - M^*} - \lambda p_m = 0 \quad \text{eller} \quad M = \frac{1 - \alpha}{\lambda p_m} + M^*, \quad (2.19)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = Y - p_c C - p_m M = 0. \quad (2.20)$$

Ved å benytte likning (2.18) og (2.19) kan budsjettbetingelsen uttrykkes som:

$$Y - p_c \frac{\alpha}{\lambda p_c} - p_m \left(\frac{1 - \alpha}{\lambda p_m} + M^* \right) = 0. \quad (2.21)$$

Lagrange-multiplikatoren kan elimineres ved å anvende:

$$\frac{1}{\lambda} = Y - p_m M^*, \quad (2.22)$$

som videre gir de to lineære etterspørselsfunksjonene:

⁶ Se Sydsæter (2008, kap. 14) for metode med Lagrange-multiplikator.

$$M = \frac{1 - \alpha}{p_m} Y + \alpha(\beta_0 + \beta_1 M_1) \quad (2.23)$$

og

$$C = \frac{\alpha}{p_c} [Y - p_m(\beta_0 + \beta_1 M_1)]. \quad (2.24)$$

Likning (2.23) og (2.24) betegner etterspørselen etter henholdsvis reelle forsvarsvarer og -tjenester og realkonsum. De to etterspørselsfunksjonene avhenger av inntekt Y , priser på forsvarsvarer og -tjenester og konsum p_c og p_m , parameteren som representerer preferanser α , strategiske parametre β_0 og β_1 og størrelsen på fiendens forsvarsutgifter M_1 .

Den teoretiske modellen utledet ovenfor har blitt mye brukt i analyser av etterspørselen etter forsvarstjenester, til tross for at det kan rettes "en rekke fundamentale spørsmål ved rammeverket til modellen" (Smith, 1995, s. 74)⁷. For det første vil antagelsen om at forsvarsutgiftene i et land bestemmes av en enhetlig rasjonell stat ved maksimering av en veldefinert velferdsfunksjon ikke nødvendigvis holde i lys av rollen til blant annet politikere, byråkrater og våpenindustri i bestemmelsen av forsvarsutgiftene i et land (Smith, 1980, s. 817). For det andre kan velferdsfunksjonen, funksjonen som representerer sikkerheten i landet og budsjettbetingelsen illustreres ved andre funksjonsformer. Sikkerhetsfunksjonen kunne i stedet vært gitt ved en Cobb-Douglas-funksjon, og velferdsfunksjonen beskrevet med konstant substitusjonselastisitet⁸ (Smith, 1980, s. 817). Det kan også tenkes at sikkerheten i et land avhenger av verdien på forsvarsstyrken. Størrelsen på forsvarsutgiftene i landet er ikke nødvendigvis et riktig mål på styrken til forsvaret. De neoklassiske modellene kan imidlertid utvides, og vil da kunne inkludere blant annet politiske og byråkratiske faktorer.

De neoklassiske modellene for etterspørselen etter forsvarstjenester skiller seg fra våpenkappløpsmodeller ved at de har et bredere perspektiv. Det er i større grad, i de neoklassiske modellene, tatt hensyn til at bestemmelsen av forsvarsutgiftene i et land vil påvirkes fra mange hold. I neste avsnitt behandles tidligere empirisk litteratur basert på et neoklassisk rammeverk.

⁷ Oversatt fra engelsk.

⁸ Disse funksjonsformene blir brukt i Smith (1980).

3 Tidligere empirisk litteratur

Det finnes en forholdsvis stor litteratur som tar for seg estimering av etterspørselsfunksjoner for forsvarstjenester. Enkelte studier har estimert etterspørselsfunksjoner på tvers av land ved bruk av regresjonsmodeller for tverrsnittsdata, mens andre har anvendt modeller for tidsseriedata i analyser av enkeltland. Faktorene som har blitt brukt i litteraturen for å bestemme etterspørselen etter forsvarstjenester i et land, kan grovt deles inn i følgende kategorier: Sikkerhetsrelaterte faktorer, politiske faktorer, økonomiske faktorer og andre faktorer relatert til etterspørselen etter forsvarstjenester i et land (Hou, 2009, kap. 3)⁹. Dette inkluderer variabler som nivået på forsvarsutgifter i tidligere perioder, og størrelsen på befolkningen i landet. I de neste fire avsnittene vil jeg gjennomgå deler av den empiriske litteraturen for etterspørselen etter forsvarstjenester. Det fokuseres i hovedsak på fire artikler som alle har tatt utgangspunkt i den neoklassiske teorien for etterspørselen etter forsvarstjenester i sine analyser. Kapittelet avsluttes med tabell 3.1, som gir en oversikt over forklaringsvariablene anvendt i de estimerte etterspørselsfunksjonene i de fire artiklene som jeg har valgt å fokusere på. De estimerte koeffisientene til forklaringsvariablene presenteres også i tabellen.

3.1 Sikkerhetsrelaterte faktorer

På tross av de mange ulike omstendighetene som tas i betraktning når myndighetene i et land bestemmer nivået på forsvarsutgiftene sine, vil det være én variabel som kan framstå som viktigere enn andre: nasjonal sikkerhet. Myndighetene gjør en vurdering av trusselbildet i landet ved å fokusere på ulike interne og eksterne sikkerhetsrelaterte faktorer. Generelt, vil sikkerhetsrelaterte faktorer inkludere internasjonale hendelser, interne og eksterne trusler og utviklingen av forsvarsutgifter til landets fiender og allianseland. Variabelen som i den neoklassiske teorien, beskrevet i avsnitt 2.1.2, representerer sikkerheten i et land, er derfor ofte svært kompleks, og endres over tid i lag med internasjonale hendelser og endringer i landets selvoppfattede trusselbilde.

⁹ Doktorgradsavhandling (upublisert). Jeg har valgt å dele inn faktorene som har blitt brukt i den empiriske litteraturen for etterspørselen etter forsvarstjenester som gjennomgås i denne oppgaven, i de samme fire kategoriene som benyttes i Hou (2009, kap. 3). I Hou (2009, kap. 3) gis det en gjennomgang av empirisk litteratur for etterspørselen etter forsvarstjenester i hovedsak i utviklingsland. Jeg har valgt å bruke den samme inndelingen av faktorer fordi den egner seg godt for den empiriske litteraturen som gjennomgås i denne oppgaven. Ideen til utformingen av tabell 3.1 til slutt i dette kapittelet er også hentet fra Hou (2009, kap. 3).

For å definere variabler knyttet til sikkerheten i et land, som kan ha betydning for utvikling av forsvarsutgiftene, tar den empiriske litteraturen ofte utgangspunkt i at land til dels definerer sin egen nasjonale sikkerhet i relasjon til landets bilaterale eller multilaterale avtaler (se for eksempel Solomon (2005)). På denne måten reflekterer variabelen som representerer sikkerheten i landet, også det oppfattede trusselbildet til eventuelle allianser landet deltar i. Det er imidlertid ikke sikkert at et land direkte vil reagere på truende oppførsel rettet mot sine allierte, men heller reagere på de alliertes respons på endringer i trusselbildet. I så fall vil variabelen, i tillegg til å representere trusselbildet landet oppfatter, også kunne definere om en stat kan klassifiseres som en gratispassasjer eller en bidragsyter i alliansen den deltar i¹⁰.

Solomon (2005) estimerer en etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Canada i perioden 1952 til 2001, ved bruk av en ARDL-modell¹¹. I den empiriske modellen i analysen skiller han mellom Canada sin respons på USAs og de europeiske NATO-medlemslandenes forsvarsutgifter¹². Ingen variabler som direkte reflekterer trusler overfor Canada inkluderes i modellen. Dette følger av at det for et land som Canada, med stabile naboer og distanse fra geopolitiske betente områder, er av størst interesse å se på forsvarsutgiftene til landets allierte som et mål på Canadas oppfattede trusselbilde (Solomon, 2005, s. 177). Det er imidlertid viktig å merke seg at en positiv respons på alliertes forsvarsutgifter i et slikt tilfelle kan være vanskelig å tolke. Dette følger av at variabelen, i Canadas tilfelle, både kan representere et signal om eksterne trusler, samt representere Canadas rolle som bidragsyter eller gratispassasjer i alliansen (Solomon, 2005, s. 179). De empiriske resultatene taler for at Canada kan klassifiseres som en bidragsyter i alliansen, jamfør positive og signifikante langsiktcoeffisienter for USAs og de europeiske NATO-medlemslandenes forsvarsutgifter i regresjonsmodellen.

Nikolaidou (2008) estimerer individuelle etterspørselsfunksjoner for forsvarstjenester for 15 medlemsland i den Europeiske Union (EU)¹³ i perioden 1961 til 2005, ved bruk av ARDL-modeller. I etterspørselsfunksjonene for EU-landene som også er medlemsland i NATO, inkluderes tilsvarende sikkerhetsrelaterte variabler som i Solomon (2005) for å vurdere om

¹⁰ For mindre NATO-medlemsland, som blant annet Norge, vil det kunne være vanskelig å skille mellom hvorvidt forsvarsutgiftene til større land i alliansen indirekte måler det oppfattede trusselbildet for landet, eller om variabelen reflekterer såkalte "spill-in"-effekter fra alliansen.

¹¹ ARDL-modellen beskrives i kapittel 4.

¹² Variabelen som representerer USAs forsvarsutgifter er målt som USAs forsvarsbyrde, det vil si USAs forsvarsutgifter som andel av BNP. Variabelen som representerer de europeiske NATO-medlemmenes forsvarsutgifter er målt som gjennomsnittet av et utvalg av europeiske NATO-medlemslands forsvarsbyrder.

¹³ De 15 EU-medlemslandene som inngår i analysen er: Belgia, Danmark, Finland, Frankrike, Hellas, Irland, Italia, Luxemburg, Nederland, Portugal, Spania, Storbritannia, Sverige, Tyskland og Østerrike.

landene knyttet til alliansen er bidragsytere eller gratispassasjerer overfor henholdsvis USA og de europeiske NATO-medlemslandene. Italia er det eneste landet i studien med en insignifikant langsiktkoeffisient for variabelen definert ved forsvarsutgiftene til de europeiske NATO-medlemslandene, og er derfor det eneste landet som i studien klassifiseres som en gratispassasjer i alliansen. For resten av landene inngår variabelen i etterspørselsfunksjonene med positive og signifikante koeffisienter både på kort og lang sikt. Variabelen definert ved USAs forsvarsutgifter inngår som positiv og signifikant i etterspørselsfunksjonene til Nederland og Portugal. Tyskland og Luxemburg klassifiseres i studien som gratispassasjerer overfor USA med negative og signifikante koeffisienter i etterspørselsfunksjonene på kort og lang sikt.

For EU-landene i analysen der andre sikkerhetsrelaterte faktorer kan ha hatt innflytelse på utviklingen av landenes forsvarsutgifter, er dette hensyntatt ved inkludering av dummyvariabler for spesifikke hendelser. Eksempelvis inkluderes det i etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Hellas, en dummyvariabel som reflekterer det økte trusselbildet etter den Tyrkiske invasjonen av Kypros i 1974. Det inkluderes videre en dummyvariabel i Spanias etterspørselsfunksjon for å kontrollere for Spanias inngåtte medlemskap i NATO i 1982. For landene der det ikke har forekommet alvorlige sikkerhetsrelaterte hendelser i tidsperioden som undersøkes, representerer de eneste inkluderte dummyvariablene relatert til sikkerhetsrelaterte faktorer slutten på den kalde krigen. Slutten på den kalde krigen markerte en nedgang i mange av landenes forsvarsbudsjetter, og er hensyntatt ved skiftdummyvariabler fra 1991 eller 1992.

Dunne et al. (2003) estimerer etterspørselsfunksjoner for forsvarstjenester i det forfatterne beskriver som de "perifere økonomiene i Europa", gitt ved Hellas, Portugal og Spania i perioden 1960 til 2000. Forfatterne anvender ARDL-modeller. Også i denne analysen representeres trusselbildet for landene i den empiriske modellen ved størrelsen på de europeiske NATO-medlemslandenes forsvarsutgifter. Variabelen inngår som positiv og signifikant i etterspørselsfunksjonene for Spania og Hellas. Dette tyder på at de to landene opptrer som bidragsytere i alliansen. I etterspørselsfunksjonen til Portugal inngår variabelen som insignifikant. For å ta hensyn til sikkerhetsrelaterte faktorer knyttet til spesifikke hendelser i de enkelte landene, inkluderes det dummyvariabler i alle de tre etterspørselsfunksjonene.

Gadea et al. (2004) estimerer etterspørselsfunksjoner for 15 NATO-medlemsland¹⁴ i perioden 1960 til 1999. Siden ulike tilnærminger og bruk av ulike økonometriske teknikker i tidligere empiriske analyser gjør det vanskelig å sammenligne resultater på tvers av nasjoner, estimerer Gadea et al. (2004) individuelle funksjoner for bestemmelsen av forsvarsutgiftene i de 15 medlemslandene i NATO ved bruk av homogene variabler for alle landene i analysen.

Forfatterne estimerer i tillegg innflytelsen statene innad i alliansen har på utviklingen av forsvarsutgiftene seg i mellom. Dette blir gjort ved å anvende en ARDL-modell og "common correlated effects"-estimator (denne metoden er beskrevet i Pesaran (2002)). Den empiriske modellen inkluderer blant annet gjennomsnittlige forsvarsutgifter som andel av BNP til de allierte landene i analysen som forklarende faktor for de enkelte landenes forsvarsutgifter som andel av BNP. Forfatterne tar også høyde for strukturelle brudd i modellen. For Norge finner forfatterne at det eksisterer en kointegrerende sammenheng mellom variablene i modellen uten strukturelle brudd, og at forklaringsvariabelen som representerer de allierte landenes forsvarsutgifter inngår som positiv og signifikant. Når det tas høyde for de modellerte strukturelle bruddene i etterspørselsfunksjonen for Norge, har ikke variabelen lenger forklaringskraft i den empiriske modellen.

De strukturelle bruddene i de individuelle etterspørselsfunksjonene estimeres for mange av landene i analysen i perioden rundt overgangen i NATOs doktrine fra "Massive Retaliation" til "Flexible Response" på slutten av 1960-tallet¹⁵. Videre reflekterer de estimerte strukturelle bruddene for flere av landene i tidsperioden 1989 til 1992 slutten på den kalde krigen.

3.2 Politiske faktorer

Flere studier finner bevis for at politiske faktorer som regimetype og politiske endringer i landet har avgjørende betydning for etterspørselen etter forsvarstjenester. Disse resultatene er i hovedsak fremtredende i studier for forsvarsutgifter i utviklingsland (Hou, 2009, s. 94). Det kan også tenkes, i demokratier, at folkets interesse (eller mangel på interesse) i

¹⁴ De 15 NATO-medlemslandene i analysen er: Belgia, Canada, Danmark, Frankrike, Hellas, Italia, Luxemburg, Nederland, Norge, Portugal, Spania, Storbritannia, Tyskland, Tyrkia og USA.

¹⁵ Endringen i doktrinen innebar en forandring i NATOs reaksjonsmønster overfor en eventuell væpnet konflikt med Warszawapakten. "Massive Retaliation" tilsa at NATO skulle svare på enhver sovjetisk aggresjon med full deployering av kjernefysiske våpen mot motstanderens militære og sivile mål. I takt med Sovjetunionens militære tekniske framskritt innen særlig kjernefysiske våpen på 1950- og 60-tallet, ble denne doktrinen endret til "Flexible Response". Endringen medførte at NATO skulle svare på enhver sovjetisk aggresjon med proporsjonale midler (Evans og Newnham, 1999).

forsvarsrelaterte spørsmål kan reflekteres i det politiske systemet (se for eksempel Solomon (2005)). Større offentlig og privat behov for blant annet sosial velferd, eldreomsorg og miljøpolitikk, vil kunne konkurrere med behovet for nasjonal sikkerhet (Cappelen et al., 1993, s. 62). Alternativkostnaden til ressurser brukt på forsvar i et land er derfor en faktor som vil kunne bidra i bestemmelsen av nivået på forsvarsbudsjettet.

Solomon (2005) inkluderer variabelen ikke-militære statlige utgifter for å representere alternativkostnaden til ressurser brukt på forsvar i Canada. Variabelen reflekterer beslutningstakernes prioriteringer av forsvar i forhold til andre samfunnsbehov i landet. Variabelen ikke-militære statlige utgifter er en politisk, så vel som en økonomisk faktor. En koeffisient med negativt fortegn knyttet til variabelen, vil tyde på at det har skjedd en nedprioritering av forsvarssektoren relativt til andre sektorer i landet. Forfatteren estimerer en negativ og signifikant koeffisient, men med liten verdi.

Niolaidou (2008) inkluderer landspesifikke dummyvariabler for å kontrollere for politiske faktorer. Han inkluderer blant annet en dummyvariabel for å kontrollere for kollapsen av Portugals diktatur og slutten på kolonikrigene i 1975. Dummyvariabler som denne representerer både politiske og sikkerhetsrelaterte faktorer. Forfatteren inkluderer videre ikke-militære statlige utgifter for å representere landenes økonomiske byrde av et forsvar. Resultatet av estimeringen tyder på at en nedprioritering av forsvaret i forhold til andre ikke-militære statlige utgifter, har forekommet i fire av de 15 EU-landene i analysen: Danmark, Finland, Hellas, Luxemburg og Sverige. Koeffisienten er negativ og signifikant både på kort og lang sikt.

Dunne et al. (2003) inkluderer variabelen ikke-militære statlige utgifter i etterspørselsfunksjonene for forsvarstjenester i Spania, Hellas og Portugal. Forfatterne finner bevis for at en økning i ikke-militære statlige utgifter har en negativ effekt på forsvarsutgiftene i Hellas og Portugal både på kort og lang sikt.

3.3 Økonomiske faktorer

Det er mange økonomiske faktorer som bør vektlegges i en empirisk analyse av etterspørselen etter forsvarstjenester i et land. Ut fra den neoklassiske teorien behandlet i avsnitt 2.1.2 kan inntekten i et land, sammen med relative priser på forsvarsvarer og -tjenester og sivile varer

og tjenester, generelt betraktes som de viktigste økonomiske faktorene i bestemmelsen av forsvarsutgiftene.

De fleste empiriske analyser bruker bruttonasjonalproduktet (BNP) i et land for å representere inntektseffekter på forsvarsutgiftene i landet. I følge litteraturen antas forsvar å være et normalt gode. Når BNP i et land vokser, har landet mer ressurser som kan brukes på forsvar. Økte ressurser i et land vil også kunne gi økt grunnlag for å beskytte seg mot fiender (Solomon, 2005, s. 178). Dette impliserer at koeffisienten relatert til BNP-variabelen forventes å være positiv. Når et land har oppnådd et visst nivå av sikkerhet i landet, vil imidlertid en økning i inntekten kunne holde forsvarsbudsjettet relativt sett uendret. Dette vil føre til en reduksjon i andelen av forsvarsutgifter av BNP i landet, og vil videre implisere at koeffisienten relatert til BNP-variabelen kan være negativt assosiert med forsvarsutgiftene som andel av BNP (Dunne et al., 2003, s. 454).

Relativpris på forsvarsvarer og -tjenester og sivile varer og tjenester inngår som en viktig variabel i den teoretiske modellen beskrevet tidligere. Likevel er denne variabelen utelatt i de fleste empiriske analyser av etterspørselen etter forsvarstjenester i land. Argumentet for å utelate relativprisen er basert på oppfatningen om at "variasjonen i pristrendene mellom forsvarsvarer og -tjenester og sivile varer og tjenester er liten eller ikke-eksisterende" (Solomon, 2005, s. 172)¹⁶. Selv om mesteparten av den empiriske litteraturen erkjenner at det i en teoretisk basert modell kan oppstå alvorlige spesifikasjonsfeil ved å ekskludere en variabel som relativpris, vises det ofte til to faktorer som vil annullere innvirkningen av variabelen i en empirisk analyse (Solomon, 2005, s. 176). For det første er det i en studie av Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI) indikert at prisen på forsvarsvarer og -tjenester og sivile varer og tjenester endres proporsjonalt (Sköns, 1983). For det andre antas det som regel at måten BNP deflateres også inkluderer prisvariasjonen på forsvarsvarer og -tjenester (Solomon, 2005, s. 176). Relativprisen på forsvarsvarer og -tjenester og sivile varer og tjenester er antatt å inngå i etterspørselsfunksjonen for et lands forsvarstjenester med et negativt fortegn.

Utgifter til statsforvaltningen og ikke-militære statlige utgifter i et land er blant de øvrige økonomiske faktorer som kan inkluderes i empiriske analyser av etterspørselen etter forsvarstjenester, jamfør avsnitt 3.2.

¹⁶ Oversatt fra engelsk.

Solomon (2005) inkluderer i sin etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Canada variablene BNP og relativpris på forsvarsmateriell og -tjenester og sivile varer og tjenester¹⁷. Relativpris inngår i likningen som en negativ og signifikant variabel på lang sikt. Forfatteren finner videre at langsikteffekten av BNP på forsvarsutgiftene er insignifikant. Dette tyder på at det canadiske forsvaret ikke kan klassifiseres som et normalt gode. Den insignifikante effekten av BNP på forsvarsutgiftene kan imidlertid også gjenspeile folkets lave interesse i forsvarsrelaterte spørsmål.

Nikolaidou (2008) inkluderer variabelen BNP i etterspørselsfunksjonene for alle de 15 EU-landene i sin analyse. For de fleste av landene i analysen estimeres det en positiv effekt av BNP på forsvarsutgiftene. Landene hvor inntekt ikke hadde en signifikant effekt på forsvarsutgiftene var: Danmark, Finland, Irland og Sverige. Dette tyder på at inntektsrestriksjoner har liten innvirkning på forsvarsutgiftene i disse landene. Med unntak av Irland, kan landene betraktes som land som til en viss grad har ubegrenset tilgang på ressurser (Nikolaidou, 2008, s. 282). Forfatteren drøfter videre om det at landene har nådd en viss ønskelig størrelse på forsvarsutgiftene sine, kan være én årsak til at økninger i inntekt ikke lenger har betydning for utviklingen av forsvarsutgiftene i disse landene.

Forfatteren inkluderer videre handelsbalansen som andel av BNP som variabel, for å reflektere åpenheten til økonomien i landene. Variabelen inngår som negativ og signifikant i etterspørselsfunksjonene til Østerrike, Irland, Luxemburg og Sverige. Det inkluderes videre dummyvariabler for å kontrollere for økonomiske kriser og andre økonomiske faktorer i landene der dette har ført til eventuelle restriksjoner på utviklingen av forsvarsutgiftene. Det inkluderes blant annet en dummyvariabel i etterspørselsfunksjonene til Danmark og Italia for å kontrollere for innvirkningen av økonomiske nedgangstider på 1970-tallet¹⁸.

Dunne et al. (2003) inkluderer variablene BNP og handelsbalansen som andel av BNP for å representere økonomiske faktorer som kan ha hatt innflytelse på etterspørselen etter forsvarstjenester i Spania, Portugal og Hellas. For Spania og Hellas er koeffisienten relatert til BNP insignifikant. For Portugal inngår variabelen som positiv og signifikant.

¹⁷ De færreste land har en egen spesifikk prisindeks (inflasjonsindeks) for forsvarsvarer og -tjenester. Det vil derfor ikke være mulig å inkludere en variabel som relativ pris på forsvarsvarer og -tjenester i en empirisk analyse. Dette er tilfellet for Norge. En slik inflasjonsindeks eksisterer imidlertid for Canadas forsvarsvarer og -tjenester.

¹⁸ Den "første oljekrisen" inntraff i 1973.

Gadea et al. (2004) finner at inntekt har vært en viktig faktor for utviklingen av forsvarsutgiftene i de 15 NATO-medlemslandene i analysen.

3.4 Andre faktorer relatert til etterspørselen etter forsvarstjenester

For å representere treghet i prosessen som bestemmer forsvarsutgiftene i et land, som etterslep fra tidligere forsvarsutgifter eller forpliktelser til spesifikke programmer, kan forsvarsbudsjettet i forrige periode inkluderes som en forklarende faktor i bestemmelsen av forsvarsbudsjettet denne perioden.

Befolkning i et land kan inkluderes som variabel i etterspørselsfunksjonen etter forsvarstjenester, for å undersøke om antagelsen om at forsvaret kan kategoriseres som et kollektivt gode¹⁹ holder. Gitt antakelsen om at forsvaret i et land kan klassifiseres som et kollektivt gode, vil en økning i befolkningen i landet ikke ha betydning for utviklingen av forsvarsutgiftene. Størrelsen på forsvarsutgiftene vil derfor mest sannsynlig ikke øke med en økende befolkning, gitt de andre faktorene i etterspørselsfunksjonen, og i hvert fall ikke i et proporsjonalt mønster (Dunne et al., 2003, s. 454).

Dunne et al. (2003) estimerer en negativ og signifikant koeffisient for variabelen befolkning i etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Hellas. Variabelen inngår som positiv og signifikant for Spania. Dette tyder på at antakelsen om at forsvaret kan klassifiseres som et kollektivt gode ikke holder for Spania. Forfatterne hevder imidlertid at det kan forekomme en økning i etterspørselen etter et kollektivt gode som følge av en økende befolkning, hvis etterspørselen etter godet har en høy inntektselastisitet, og en økende befolkning reduserer skatteutgiftene til medianvelgeren i befolkningen (Dunne et al., 2003, s. 454).

Nikolaidou (2008) estimerer en negativ og signifikant koeffisient relatert til variabelen befolkning for Finland, Italia, Portugal, Spania og Tyskland. Dette verifiserer antakelsen om at et forsvar kan betraktes som et kollektivt gode i disse landene. I Irland, Luxemburg og Sverige inngår koeffisienten som positiv og signifikant.

Tabell 3.1 nedenfor gir et sammendrag av forklaringsvariablene og de empiriske resultatene i analysene av etterspørselen etter forsvarstjenester i land gjennomgått i dette kapittelet. Tabellen går over tre sider.

¹⁹ Et kollektivt gode kjennetegnes som ikke-rivaliserende (den enkeltes nytte fra konsum av godet påvirker ikke andres nytte av godet) og ikke-ekskluderende (det er ikke mulig å ekskludere noen fra å konsumere godet).

Tabell 3.1 Sammendrag av tidligere empiriske resultater

Forfatter(e)	Modell	Land	Forklaringsvariabler ²⁰								
			Forsvarsrelaterte			Økonomiske					Andre
			USAs forsvarsutgifter som andel av BNP	NATO (ekskl. USA) ²¹	Alliertes forsvarsutgifter som andel av BNP ²²	BNP	Handelsbalanse som andel av BNP	Relativ pris ²³	Ikke-militære offentlige utg.	Gjennomsnittlig BNP ²⁴	Befolkning
1. Solomon (2005)	Tidsserie, ARDL. Avhengig variabel: Canadiske forsvarsutgifter målt i logaritmisk skala.	Canada, 1952-2001	0,16		1,61	i.s.		-1,14	-0,08		

²⁰ Tallene oppgitt i tabellen er de signifikante estimerte langsiktkoeffisientene (signifikansnivå 0,05). Tomme ruter betyr at variabelen ikke har inngått i funksjonen. i.s. betyr at variabelen inngår i funksjonen som insignifikant. Landsspesifikke dummyvariabler og variabler for forsvarsutgifter til de enkelte landenes "fiender", er utelatt fra tabellen over siden disse variablene ikke er felles for land på tvers av studier. Forklaringsvariablene i de ulike studiene, med unntak av Gadea et al. (2004) og variablene oppgitt i andeler i Dunne et al. (2003), er målt i logaritmisk form. For Nikolaidou (2008) er tallene oppgitt i tabellen hentet fra den "begrensete modellen" i studien, der visse variabler i etterspørselsfunksjonene for enkelte av landene er utelatt fra de opprinnelige spesifikasjonene.

²¹ Gjennomsnittlige forsvarsutgifter som andel av BNP for utvalgte europeiske NATO-medlemsland.

²² Variabelen brukes i Gadea et al. (2004), og representerer gjennomsnittlige forsvarsutgifter som andel av BNP i de 15 NATO-medlemslandene i analysen.

²³ Relativ pris på forsvarsvarer og -tjenester og sivile varer og tjenester.

²⁴ Variabelen brukes i Gadea et al. (2004) og representerer gjennomsnittlig BNP i de 15 NATO-landene i analysen. Variabelen BNP inkluderes også i modellen, men de estimerte koeffisientene til denne variabelen er ikke oppgitt i studien.

Tabell 3.1 forts.

2. Nikolaidou (2008)	Tidsserie, ARDL. Avhengig variabel: Forsvarsutgifter målt i logaritmisk form.	15 EU-land, 1961-2005	Belgia		0,94		1,76				
			Danmark		0,15		i.s.			-0,33	
			Finland				i.s.	i.s.		-2,21	-30,00
			Frankrike	i.s.	0,27		0,89				
			Hellas	0,06	0,43		1,45	0,02		-0,28	
			Italia		i.s.		0,71				-2,06
			Irland				i.s.	-0,02			5,87
			Luxemburg	-0,11	1,80		2,82	-0,02		-0,97	5,51
			Nederland	0,04	0,46		1,11				
			Portugal	0,08	0,22		1,38				-3,03
			Spania		0,80		1,60				-0,54
			Storbritannia	i.s.	0,56		0,95			i.s.	
			Sverige				i.s.	-0,02		-0,62	7,71
			Tyskland	-0,04	0,22		0,73				-1,78
3. Dunne et al. (2003)	Tidsserie, ARDL. Avhengig variabel: Forsvarsutgifter målt i logartmisk form.	3 EU-land, 1960-2000	Østerrike				0,78	-0,03			
			Hellas		0,31		i.s.	i.s.		-0,74	-5,70
			Portugal		i.s.		2,12	0,02		-0,65	i.s.
			Spania		0,17		i.s.	-0,01		i.s.	6,14

Tabell 3.1 forts.

4. Gadea et al. (2004)	Paneldata, common correlated effects, ARDL. <i>Avhengig variabel:</i> Forsvarsutg ifter som andel av BNP.	15 NATO- land, 1960- 1999	Belgia			0,61					i.s.	
			Canada			i.s.					i.s.	
			Danmark			0,33					i.s.	
			Frankrike			i.s.					i.s.	
			Hellas			i.s.					i.s.	
			Italia			1,34					2,11	
			Luxemburg			i.s.					i.s.	
			Nederland			i.s.					i.s.	
			Norge			i.s.					i.s.	
			Portugal			i.s.					i.s.	
			Spania			2,41					i.s.	
			Storbritannia			0,56					1,01	
			Tyrkia			0,97					i.s.	
			Tyskland			0,92					1,24	
			USA			1,00					i.s.	

4 Metode

Det eksisterer ingen standard metode eller empirisk tilnærming for å estimere etterspørselen etter forsvarstjenester i et land. En rekke alternative metoder har blitt brukt i den eksisterende litteraturen. Flere studier har anvendt én-relasjonslikninger for å estimere etterspørselen etter forsvarstjenester i et enkelt land, og brukt ulike teknikker for å ta høyde for kointegrasjon mellom variablene i regresjonsmodellen. Det er hovedsakelig denne framgangsmåten som har blitt brukt i den empiriske litteraturen som ble gjennomgått i kapittel 3. I avsnitt 4.1 vil jeg gi en beskrivelse av begrepene ikke-stasjonærhet og kointegrasjon. Jeg vil deretter, i avsnitt 4.2, gi en beskrivelse av ARDL-modellen²⁵. I avsnitt 4.3 vil jeg forklare metoden, ARDL-tilnærming til kointegrasjon, som jeg har brukt for å gjennomføre tester av kointegrasjon mellom variablene i den neoklassiske etterspørselsfunksjonen og i estimeringen av denne.

4.1 Ikke-stasjonære variabler og kointegrasjon

En tidsserie vil være kovariansstasjonær hvis dens forventning og varians er uavhengig av tiden, og hvis kovariansen mellom to verdier fra tidsserien kun avhenger av antallet tidsperioder som skiller de to verdiene fra hverandre, og ikke av det faktiske tidspunktet som variablene er observert på (Hill et al., 2008, s. 326). For en ikke-stasjonær variabel vil derimot disse momentene ikke være uavhengige av tiden.

Bruk av standard inferensteori kan føre til tilsynelatende signifikante resultater, såkalt spuriøs regresjon, dersom variablene er ikke-stasjonære. Dette kommer av at man relaterer én tidsserie med stokastisk trend til andre tidsserier som også har stokastiske trender, uten at tidsseriene nødvendigvis har en kausal sammenheng. Mange makroøkonomiske variabler er ikke-stasjonære. Det er derfor viktig å ta hensyn til de ikke-stasjonære egenskapene til slike variabler i regresjonsmodeller, og å bruke relevante metoder for statistisk inferens (Hill et al., 2008, s. 333-334).

Tidsserier som kan gjøres stasjonære ved å omforme variablene til endringsform, kalles integrerte av orden én, $I(1)$. Stasjonære serier er integrerte av orden null, $I(0)$ (Hill et al.,

²⁵ Engelsk: Auto regressive distributed lag model.

2008, s. 338). "Generelt vil ordenen av integrasjon til en tidsserie være det minimum av ganger den må differensieres for at den skal bli stasjonær" (Hill et al., 2008, s. 338)²⁶.

For å unngå problemet med spuriøse regresjoner, burde ikke-stasjonære tidsserievariabler som en generell regel ikke bli brukt i regresjonsmodeller. Det er imidlertid ett unntak fra denne regelen: der en lineær kombinasjon av ikke-stasjonære tidsserievariabler er en stasjonær prosess, integrert av orden null. Variablene kan da sies å være kointegrerte. Kointegrasjon impliserer at variablene deler samme stokastisk trend (Hill et al., 2008, s. 339).

Utviklingen av tidsserieøkonometri i nyere tid har i stor grad omhandlet teori for ikke-stasjonære data. Det har vært fokus på behandlingen av regresjonsmodeller der ikke-stasjonære variabler kan gi spuriøse resultater. Dette har ført til utvikling av ny fordelingsteori og nye estimeringsmetoder. Problemer assosiert med ikke-stasjonære tidsserier kan unngås hvis man kan kartlegge langsiktforholdet mellom variablene, vist ved felles endring av variablene over tid som følge av likevektkrefter i økonomien. For en gruppe ikke-stasjonære tidsseriedata, som BNP og forsvarsutgifter, vil man derfor være interessert i å bestemme om tidsseriene er kointegrerte, og i så fall kartlegge langsiktforholdet mellom dem.

4.2 ARDL-modell²⁷

I tidsserieanalyse kan tiden føre til at *lag* (tidsetterslep) av en forklaringsvariabel påvirker den avhengige variabelen i analysen. Det kan derfor være nødvendig å inkludere variabler som representerer lag av forklaringsvariablene i regresjonsmodellen. Videre kan også den avhengige variabelen være korrelert med lag av seg selv. Variabler som representerer lag av den avhengige variabelen bør derfor også i mange tilfeller inkluderes i regresjonsmodellen (MSE forelesningsnotater, s. 17). Disse betraktningene gir motivasjon for å bruke ARDL(p, q)-modellen, her definert ved én forklaringsvariabel, p lag av den avhengige variabelen og q lag av forklaringsvariabelen:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \theta_0 x_t + \theta_1 x_{t-1} + \dots + \theta_q x_{t-q} + u_t. \quad (4.1)$$

²⁶ Oversatt fra engelsk.

²⁷ Dette avsnittet bygger på forelesningsnotater fra Madras School of Economics (MSE).

ARDL-modellen definert i ligning (4.1) kan skrives om til en *likevektjusteringsmodell*, også omtalt i litteraturen som en *feiljusteringsmodell*, der variablene i ligningen inngår i endringsform. Likevektjusteringsmodellen kan utledes direkte fra likning (4.1).

For å illustrere poenget over, tas det utgangspunkt i en ARDL-modell med én forklaringsvariabel og ett lag av henholdsvis den avhengige variabelen og forklaringsvariabelen. En ARDL(1,1)-modell er definert ved følgende likning:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \theta_0 x_t + \theta_1 x_{t-1} + u_t. \quad (4.2)$$

For å skrive om ARDL-modellen til likevektjusteringsform må likningen først transformeres ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider av likhetstegnet, og deretter ved å trekke fra og legge til $\theta_0 x_{t-1}$ på høyre side av likhetstegnet. Dette gir:

$$\Delta y_t = \phi_0 - (1 - \phi_1) y_{t-1} + \theta_0 \Delta x_t + (\theta_0 + \theta_1) x_{t-1} + u_t, \quad (4.3)$$

som igjen kan skrives som:

$$\Delta y_t = \phi_0 + \alpha y_{t-1} + \gamma \Delta x_t + \theta x_{t-1} + u_t, \quad (4.4)$$

der $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, $\alpha = -(1 - \phi_1)$, $\gamma = \theta_0$, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ og $\theta = \theta_0 + \theta_1$. Ligning (4.4) viser ARDL-modellen i likevektjusteringsform.

Koeffisientene i ARDL-modellen som viser forholdet mellom variablene på lang sikt, kan utledes ved igjen å ta utgangspunkt i ligning (4.1). Det antas at langsiktlikevekten inntreffer når $y_t = y^*$, $x_t = x^*$ og $u_t = 0$, for alle t . Likning (4.1) kan da skrives som:

$$y^* = \phi_0 + \phi_1 y^* + \theta_0 x^* + \theta_1 x^*, \quad (4.5)$$

som igjen gir:

$$y^* = \delta + \beta x^*, \quad (4.6)$$

der $\delta = \frac{\phi_0}{1-\phi_1}$, og $\beta = \frac{\theta_0 + \theta_1}{1-\phi_1}$.

Ved å bruke uttrykket for β gitt over, kan likning (4.4) uttrykkes ved:

$$\Delta y_t = \phi_0 + \alpha(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \gamma \Delta x_t + u_t, \quad (4.7)$$

der likevektkorrigeringen framkommer enda mer eksplisitt enn i (4.4).

Parameteren β kan betegnes som langsiktkoeffisienten. Dette viser at ARDL-modellen er nyttig for å karakterisere variablenes egenskaper både på kort og på lang sikt (MSE forelesningsnotater, s. 21).

Likning (4.4) kan generaliseres til en modell med flere forklaringsvariabler og flere etterslep av den avhengige variabelen og forklaringsvariablene. En generell $ARDL(p, q_1, \dots, q_n)$ -modell, der p representerer antall lag av den avhengige variabelen og q_1, \dots, q_n representerer antall lag av de n forklaringsvariablene, er gitt ved:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \phi_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \phi_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \pi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \gamma_{1,j} \Delta x_{1,t-j} + \dots \\ & + \sum_{j=0}^{q_n-1} \gamma_{n,j} \Delta x_{n,t-j} + u_t. \end{aligned} \quad (4.8)$$

Parameterne foran variablene i endringsform i ligningen over er alle "funksjoner" av koeffisientene i ligningens opprinnelige ARDL-form, jamfør eksempelet vist ved $ARDL(1,1)$ -modellen fra ligning (4.4).

4.3 ARDL-tilnærming til kointegrasjon

Metoden som jeg benytter i estimeringen av den neoklassiske etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Norge er ARDL-tilnærming til kointegrasjon, basert på Pesaran og Shin (1999). Denne metoden har blitt brukt i den empiriske litteraturen beskrevet i kapittel 3.

Metoden kan anvendes uten å måtte ta hensyn til stasjonærhetsegenskapene til variablene som inngår i regresjonsmodellen. ARDL-tilnærmingen til kointegrasjon består av to steg.

Det første steget er å teste om det eksisterer et langsiktforhold, kointegrasjon, mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariablene i modellen. Dette gjøres ved å beregne F-observatoren i en test av signifikansen til første lag av variablene (variablene i opprinnelig form, ikke i endringsform) i likevektjusteringsformen av ARDL-modellen som brukes.

Fordelingen til denne F-observatoren er ikke-standard under nullhypotesen om fravær av kointegrasjon, uavhengig av om variablene er integrerte av orden null eller én. Tabeller over gyldige kritiske verdier finnes i Pesaran et al. (2001). Alternativt kan man beregne t-observatoren i en test av signifikansen til første lag av den avhengige variabelen (variabelen i opprinnelig form, ikke i endringsform) i likevektjusteringsformen av ARDL-modellen som brukes. Fordelingen til t-observatoren er ikke-standard under nullhypotesen om fravær av kointegrasjon. Også tabeller over gyldige kritiske verdier til denne testen finnes i Pesaran et al. (2001).

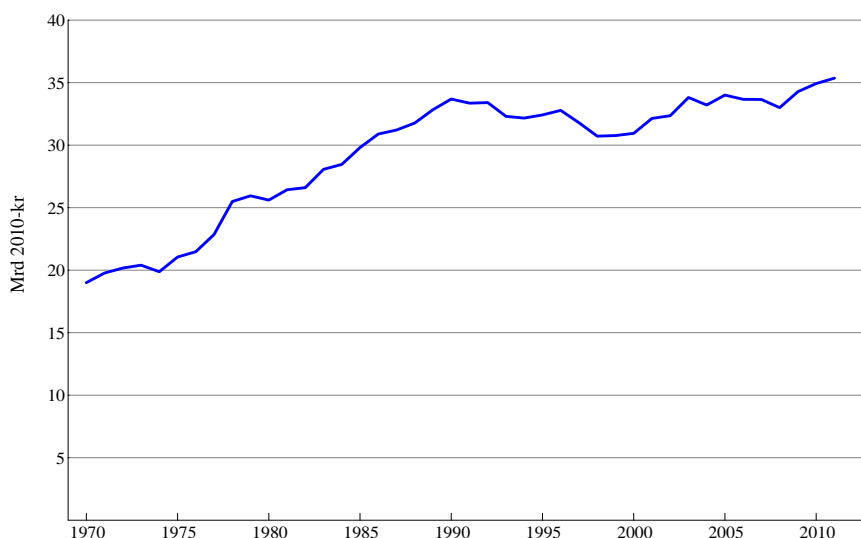
Hvis den observerte F-verdien eller t-verdien faller utenfor intervallet av de gyldige kritiske verdiene, kan regresjonen gjennomføres uten at man har kjennskap til integrasjonsegenskapene til variablene. Dette vil være det andre steget. I analysen av etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge i perioden 1970 til 2010 har jeg beregnet både F-observatoren og t-observatoren i de to testene forklart over.

5 Etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge

Det vil i dette kapitlet først gis en oversikt over utviklingen av forsvarsbudsjettet i Norge de siste 40 årene, og en kort gjennomgang av noen av de sikkerhetspolitiske trekkene i Norge i samme tidsperiode. Avsnitt 5.1. er basert på Vatne (2012, s. 8-11). Videre vil jeg i avsnitt 5.3 gi en spesifisering av ligningen som tar sikte på å beskrive etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge basert på den neoklassiske teorien, og i avsnitt 5.4 gi en oversikt over data og datakilder. I avsnitt 5.5 viser jeg og drøfter resultatene av estimeringen jeg har gjennomført av den neoklassiske etterspørselsfunksjonen. I avsnitt 5.6 vil jeg spesifisere en alternativ modell for bestemmelsen av forsvarsbudsjettet i Norge.

5.1 Forsvarsbudsjettets størrelse og utvikling 1970-2010

Figur 5.1 nedenfor viser utviklingen av forsvarsbudsjettet i Norge de siste 40 årene. Forsvarsbudsjettet, målt i faste 2010-priser, har hatt en reell økning siden 1970 og fram til i dag. Rundt 1990 er det et klart brudd i trenden, der økningen i forsvarsutgiftene stoppet. Etter dette har utviklingen vært mer stabil (Vatne, 2012, s. 8).

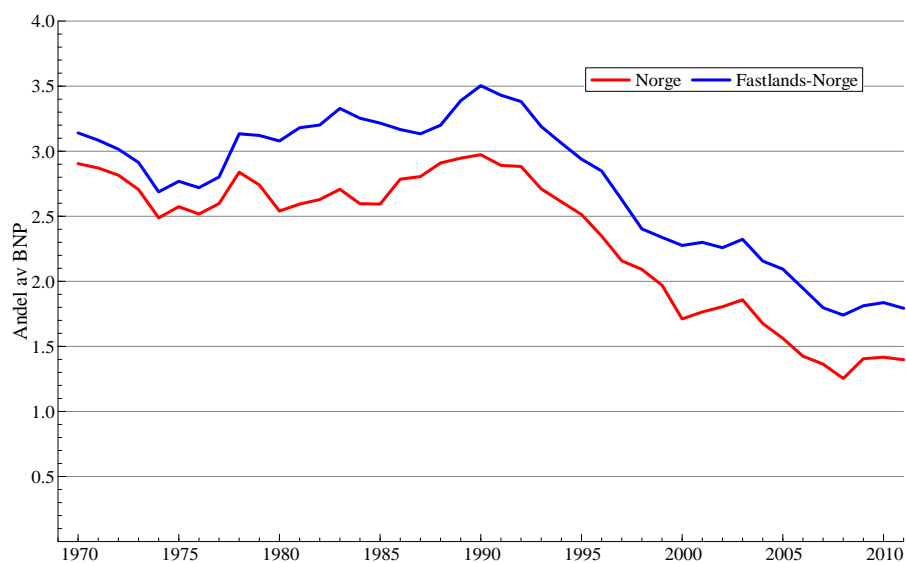


Figur 5.1 Forsvarsbudsjettet 1970-2010, målt i faste 2010-priser. Kilde: Figuren er basert på tall fra Forsvarets forskningsinstitutt (FFI).

Vatne (2012, s. 8) viser likevel til to svake trender innenfor perioden fra 1990 og fram til i dag:

"Fra 1990 til rundt årtusenskiftet var det en reduksjon i forsvarsbudsjettets reelle størrelse. (...) Det meste av nedgangen i budsjettet kom i 1993, 1997 og 1998. Siden 2000 har budsjettet derimot økt med ca. 16 prosent totalt. Én årsak til dette kan være økte internasjonale forpliktelser for forsvaret i perioden, blant annet som følge av terrorangrepene 11. september 2001. En stor del av økningen har kommet siden 2008. Dette er for en stor del knyttet til den trinnvise budsjettøkningen på 800 milliarder kroner fram mot 2012, som ble vedtatt i gjeldende langtidsplan, og ekstrabevilgninger knyttet til utenlandsoperasjoner."

For å gi en indikasjon på samfunnets prioritering av forsvaret i forhold til andre sektorer og oppgaver, kan man se på utviklingen av forsvarsutgiftene som andel av BNP. Figur 5.2 viser forsvarsbudsjettets andel av BNP for Norge og fastlands-Norge fra 1970 til 2010.

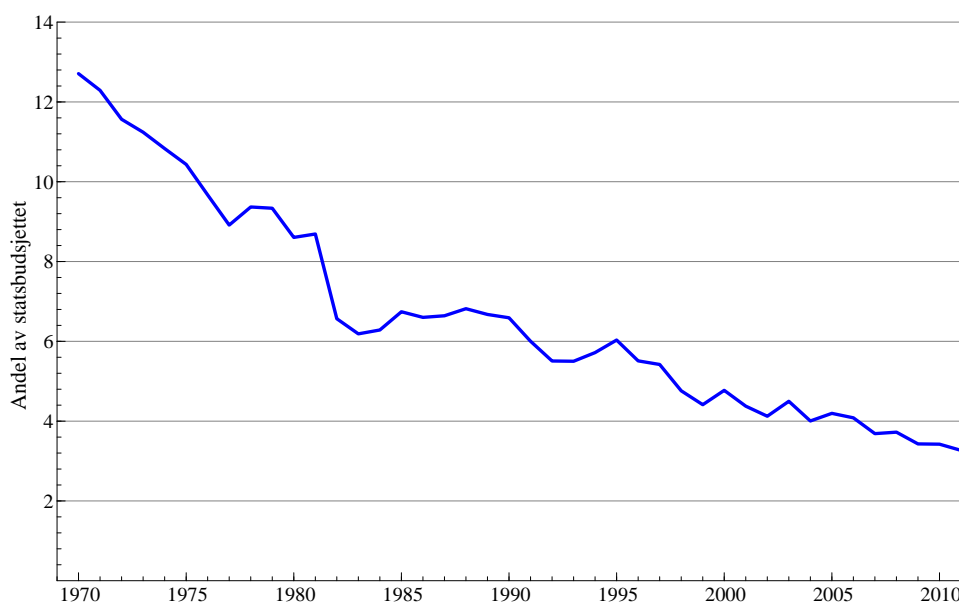


Figur 5.2 Forsvarsbudsjettets andel av BNP for Norge og fastlands-Norge 1970-2010, målt i faste 2010-priser. Kilde: Figuren er basert på tall fra Forsvarets forskningsinstitutt (FFI).

Forsvarsbudsjettene holdt følge med veksten i BNP i perioden fram til 1990. I denne perioden hadde forsvarsbudsjettet en relativt stabil andel av BNP fra 2,5-3,5 %. Etter 1990 og fram til i dag har Norges BNP i gjennomsnitt vokst raskere. Dette har ført til at forsvarsbudsjettets andel av BNP har blitt mer enn halvert. En mulig årsak til dette er at samfunnets behov for,

eller prioriteringer av, forsvarstjenester er redusert sammenlignet med andre sektorer (Vatne, 2012, s. 10).

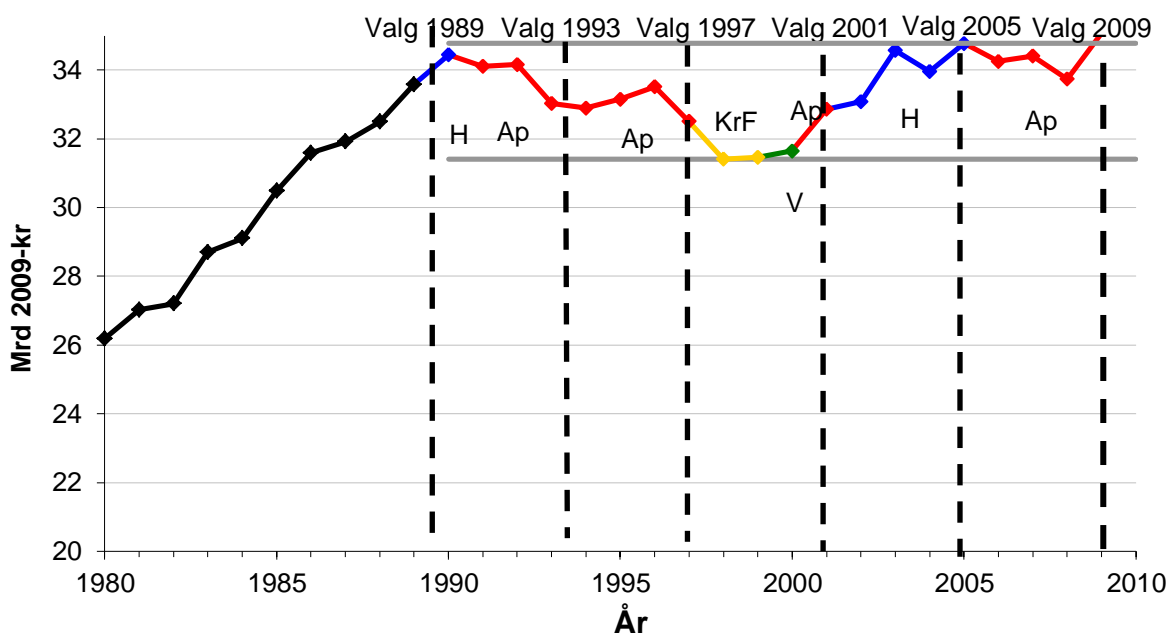
For å gi en indikasjon på politikernes prioritering av forsvar sammenlignet med andre offentlige oppgaver, kan man se på forsvarsbudsjettets andel av statsbudsjettet. Figur 5.3 viser forsvarsbudsjettets andel av statsbudsjettet, ekskludert avsetninger til Statens pensjonsfond utland, fra 1970 til 2010.



Figur 5.3 Forsvarsbudsjettets andel av statsbudsjettet, ekskludert avsetninger til Statens pensjonsfond utland, 1970-2010. Kilde: Figuren er basert på tall fra Forsvarets forskningsinstitutt (FFI).

Forsvarets andel av statsbudsjettet har falt fra omtrent 13 % i 1970 til 3,5 % i 2010. Det har vært et fall i forsvarsbudsjettets andel av statsbudsjettet selv i perioder med reell vekst i forsvarsbudsjettet. Dette kommer av den enda større reelle veksten i statsbudsjettet. "Dette skyldes igjen solid økonomisk vekst i Norge, blant annet som følge av framveksten av petroleumssektoren" (Vatne, 2012, s. 11). Utviklingen beskrevet over tyder på at det har vært en relativ nedprioritering av forsvaret sammenlignet med de sivile delene av statsforvaltningen (Vatne, 2012, s. 11).

Figur 5.4 viser utviklingen av forsvarsbudsjettet de siste 20 årene avmerket med den ansvarlige statsråds tilhørighet til politisk parti.



Figur 5.4 Forsvarsbudsjettet avmerket med den ansvarlige statsråds tilhørighet til politisk parti 1980-2009. Kilde: Figuren er hentet fra Forsvarets forskningsinstitutt (FFI).

Figuren over viser at det eksisterer en viss forskjell i de ulike partienes prioriteringer av forsvaret, men "de relativt små forskjellene fra år til år bør sees i sammenheng med eventuelle endringer i statens finansielle handlingsrom" (Vamraak og Berg-Knutsen, 2006, s. 9). Utviklingen av forvarsbudsjettet har trolig derfor ingen sterk tilknytning til regjeringsansvar (Vatne, 2012, s. 8).

5.2 Sikkerhetspolitiske trekk i Norge 1970-2010

Den kalde krigen utgjorde en avgjørende periode i historien til Norges forvar. Som NATOs "nordlige flanke" med en direkte grense mot Sovjetunionen, innehadde Norge en spesiell rolle i alliansens forvarsplanlegging. På grunn av Norges geografiske og geopolitisk viktige posisjon som den sovjetiske nordflåten "nøkkel til Atlanterhavet", ville landet automatisk blitt en viktig krigsskueplass i en eventuell krig mellom stormaktene (Høiback, 2011).

Warszawapakten representerte en eksistensiell trussel mot Norges politiske og territoriale suverenitet, og norsk forvarspolitik var i stor grad rettet etter dette. Det norske forsvaret ble "satt på spissen, betraktet som en massiv granittblokk som skulle brukes til kun én ting, nemlig å bremse sovjetarmeen" (Høiback, 2011, s. 180).

Den kalde krigen gikk imidlertid gjennom flere faser med "oppvarming" og "nedfrysing" av politiske og geopolitiske forhold, påvirket av blant annet de sovjetiske og amerikanske administrasjonenes sikkerhetspolitikk og ideologiske holdninger²⁸. I tillegg til å sikre norsk suverenitet mot sovjetisk aggresjon, innehadde forsvaret en sekundær rolle som bidragsyter til internasjonale FN-opppdrag. Norske soldater deltok som fredsbevarende styrker i operasjoner i bl.a. Korea, Libanon og Kongo (St.meld. nr. 34 (2008-2009)).

Etter Sovjetunionens sammenbrudd forandret Norges trusselbilde seg fundamentalt. Trusselen som Warszawapakten representerte ble i første omgang kraftig redusert (men ikke borte som Putin-regjeringens nye forsvarssatsing viser. Se for eksempel rapport fra Forsvarets forskningsinstitutt om Russlands forsvarssatsing fram mot 2020 (Andresen og Bukkvoll (2009)). I 1990-årene ble Norges militære kapasiteter brukt i *internasjonale humanitære intervensjoner*. Det var et historisk skille "at man nå kunne sende norske soldater ut i krig, uten at det angikk det øvrige Norge noe" (Høiback, 2011, s. 191). Norge bidro med finansielle midler i oppdrag gitt ved FN-mandat i blant annet Somalia (UNOSOM I-II, 1991-1993) og Kuwait (UNIKOM, 1991-1994) (St.meld. nr.34 (2008-2009)). Likevel var det Norges deltagelse i NATOs sanksjonerte intervensjon, ikke hjemlet i et eget eksplisitt FN-mandat, mot de serbiske styrkers inngrep i Kosovo i 1999 som virkelig framhevet det forandrede trusselbildet, både for Norge og internasjonalt. Daværende britiske statsminister Tony Blair forklarte dette i en tale i Chicago, 22. april 1999 (Blair, 1999):

"Many of our domestic problems are caused on the other side of the world. Financial instability in Asia destroys jobs in Chicago and in my own constituency in County Durham. Poverty in the Caribbean means more drugs on the streets in Washington and London. Conflict in the Balkans causes more refugees in Germany and here in the US. These problems can only be addressed by international co-operation. We are all internationalists now, whether we like it or not."

Det norske forsvaret ble, i tillegg til å inneha rollen som garantist for norsk suverenitet, brukt som et ekspedisjonsverktøy for å fremme norske interesser og internasjonale menneskerettigheter i utlandet. Denne trenden ble forsterket etter terrorangrepene i USA, 11. september 2001. Det norske FN-sanksjonerte bidraget til *"International Security Assistance*

²⁸ For eksempel, Mikhail Gorbatsjov og deler av Nikita Khrusjtsjovs formannskapsperioder representerte to høydepunkter i "oppvarmingsfasene" av den kalde krigen, mens Leonid Bresjnev og Jurij Andropovs styreperioder utgjorde to "nedfrysingsfaser" (se for eksempel Kissinger (1994) og Keylor (2011)).

Force (ISAF)" i Afghanistan og Luftforsvarets deltagelse i "*Operation Odessey Dawn*" i Libya i 2011, har fortsatt denne trenden. Dette har bekreftet og forsterket forswarets rolle som en deltaker i et større NATO-samarbeid.

5.3 Spesifikasjon av en neoklassisk etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Norge

Basert på den neoklassiske økonomiske teorien beskrevet i avsnitt 2.1.2, og den empiriske litteraturen gjennomgått i kapittel 3, kommer det tydelig fram at den ligningen som tar sikte på å beskrive etterspørselen etter forsvarstjenester i et land burde omfatte økonomiske, politiske og sikkerhetsrelaterte faktorer. Beskrivelsen av den neoklassiske økonomiske teorien for etterspørselen etter forsvarstjenester i et land, gjennomgått i avsnitt 2.1.2, ledet fram til følgende etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i et land:

$$M = M\left(\frac{p_m}{p_c}, Y, N, M_1, \dots, M_n, ZW, ZS\right) \quad (5.1)$$

der:

M : Forsvarsutgifter i landet,

M_1, \dots, M_n : Forsvarsutgifter i andre land,

p_m : Pris på forsvarsvarer og -tjenester,

p_c : Pris på sivile varer og tjenester,

Y : Inntekt,

N : Befolkning,

ZW og ZS : Øvrige politiske og sikkerhetsrelaterte faktorer.

Med utgangspunkt i den neoklassiske økonomiske teorien for etterspørselen etter forsvarstjenester i et land, og basert på særlig tre av de empiriske artiklene gjennomgått i kapittel 3 (Dunne et al. (2003), Nikolaidou (2008) og Solomon (2005)), er mitt forslag til spesifikasjon av en neoklassisk etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Norge i perioden 1970 til 2010 følgende:

$$FB = FB(BNP, SBUTENFB, USA, NATOEUR, POP, Z), \quad (5.2)$$

der:

FB: Norges forsvarsbudsjett, målt i faste tusen 2010-priser,

BNP: BNP for fastlands-Norge, målt i faste tusen 2010-priser,

SBUTENFB: Ikke-militære statlig utgifter. Variabelen er målt ved Norges statsbudsjett (ekskludert avsetninger til Statens pensjonsfond utland) fratrukket Norges forsvarsbudsjett, målt i faste tusen 2010-priser,

USA: USAs forsvarsutgifter som andel av BNP,

NATOEUR: Gjennomsnittlige forsvarsutgifter som andel av BNP for et utvalg av europeiske NATO-medlemsland²⁹,

POP: Norges befolkning,

Z: Spesifikke dummyvariabler for Norge.

Som i de tidligere empiriske studiene, er relativprisen på forsvarsvarer og -tjenester og sivile varer og tjenester i likning (5.2) ovenfor utelatt (jamfør avsnitt 3.3).

Med utgangspunkt i den økonomiske teorien, er inntekten i Norge, representert ved variabelen *BNP*, forventet å inngå i likning (5.2) med et positivt fortegn. Dette følger av beskrivelsen av forsvaret i et land som et normalt gode, der etterspørselen er positivt relatert til inntekten i landet. De ikke-militære statlige utgiftene representerer i modellen den økonomiske byrden av et forsvar. Hvis variabelen *SBUTENFB* inngår i likningen med et negativt fortegn, vil dette i så fall kunne reflektere at forsvaret i Norge har en alternativkostnad. Som følge av Norges medlemskap i NATO, inkluderes variablene *USA* og *NATOEUR* for å ta hensyn til eventuelle "spill-inn"-effekter. Disse variablene vil kunne reflektere om Norge er en bidragsyter eller gratisspassasjer i alliansen. Hvis variablene inngår i ligning (5.2) med positive fortegn, kan dette tyde på at Norge kan sies å være en bidragsyter i alliansen. Variablene vil også indirekte kunne representere Norges oppfattede trusselbilde. Befolkningen i Norge, representert ved variabelen *POP*, inngår i likningen for å ta hensyn til egenskapene til et forsvar som et

²⁹ Basert på Solomon (2005) sitt utvalg av europeiske NATO-medlemsland for å representere gjennomsnittlig forsvarsbyrde velges landene: Belgia, Danmark, Frankrike, Italia, Nederland, Tyskland og Storbritannia (i motsetning til forfatterens utvalg, har jeg ekskludert Norges forsvarsbyrde i dette utvalget).

kollektivt gode. Hvis forsvaret kan betraktes som et kollektivt gode, vil forsvarsutgiftene trolig ikke øke som følge av en voksende befolkning. Jeg har valgt å inkludere tre dummyvariabler i den spesifiserte neoklassiske etterspørselsfunksjonen for Norge: *KK* representerer en dummyvariabel for den kalde krigen. Variabelen har verdi én i perioden 1970 til 1990, og verdi null i resten av perioden. *DUM1978* representerer en dummyvariabel med verdi én i 1978, og verdi null i resten av perioden. Variabelen reflekterer en relativt stor reell økning i forsvarsbudsjettet dette året, blant annet som følge av utbyggingen av Kystvakten (St.prp. nr. 1 (1977-1978) for Forsvarsdepartementet, s. 6). *DUM2000* representerer en dummyvariabel med verdi én i perioden 2000 til 2010. Variabelen representerer blant annet økte internasjonale forpliktelser for forsvaret i denne perioden (jamfør avsnitt 5.1).

5.3.1 Data og datakilder

Data for nominelt forsvarsbudsjett i Norge og nominelt BNP for fastlands-Norge i perioden 1970 til 2010 er hentet fra Forsvarets forskningsinstitutt (FFI). For å omregne nominelt forsvarsbudsjett og BNP til faste 2010-priser, er det brukt tall for konsumprisindeksen (KPI) og formel for "omregning til nye kronebeløp ved å bruke indeksene direkte" oppgitt på Statistisk sentralbyrås (SSB) nettsider (SSBa). Data for statsbudsjettet i Norge (ekskludert avsetninger til Statens pensjonsfond utland) målt i faste 2010-priser er hentet fra Forsvarets forskningsinstitutt (FFI). Data for befolkning i Norge er hentet fra Statistisk sentralbyrås (SSB) nettsider (SSBb).

Data for USAs forsvarsutgifter som andel av BNP og europeiske NATO-medlemslands forsvarsutgifter som andel av BNP i perioden 1988 til 2010, er hentet fra Stockholms International Peace and Research Institute (SIPRI) sin database for forsvarsutgifter (SIPRIa). For perioden 1970 til 1987 er dataene hentet fra ulike årbøker utgitt av SIPRI (SIPRIb).

5.3.2 Testing av fravær av kointegrasjon

Den empiriske litteraturen viser ingen endelig konklusjon når det gjelder om man burde bruke nivåer, andeler eller logaritmer av variablene i regresjonsmodellen som skal estimeres. "Selv om bruken av andeler gjør at man unngår problemer knyttet til konvertering av målenheter, kan tolkninger basert på variabler målt i andeler være uklare" (Dunne et al., 2003, s. 456)³⁰. Det har også blitt argumentert for at egenskapene ved etterspørselen etter forsvarstjenester i

³⁰ Oversatt fra engelsk.

en empirisk analyse best kan forklares ved bruk av nivåer av variablene (Dunne et. al, 2003, s. 456). I det følgende vil jeg teste for kointegrasjon mellom variablene når de inngår i funksjonen som nivåer og i logaritmisk skala, jamfør metoden beskrevet i avsnitt 4.3. Utgangspunktet for analysen er ARDL-modellen, skrevet om til likevektjusteringsform, gitt i ligningen nedenfor:

$$\begin{aligned}
\Delta FB_t = & \phi_0 + \alpha FB_{t-1} + \phi_1 BNP_{t-1} + \phi_2 SBUTENFB_{t-1} + \phi_3 USA_{t-1} \\
& + \phi_4 NATOEUR_{t-1} + \phi_5 POP_{t-1} + \phi_6 KK_{t-1} + \phi_7 DUM1978_{t-1} \\
& + \phi_8 DUM2000_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \pi_j \Delta FB_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q_1-1} \gamma_{1,j} \Delta BNP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2-1} \gamma_{2,j} \Delta SBUTENFB_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q_3-1} \gamma_{3,j} \Delta USA_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4-1} \gamma_{4,j} \Delta NATOEUR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5-1} \gamma_{5,j} \Delta POP_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q_6-1} \gamma_{6,j} \Delta KK_{t-j} \\
& + \sum_{j=0}^{q_7-1} \gamma_{7,j} \Delta DUM1978_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_8-1} \gamma_{8,j} \Delta DUM2000_{t-j} + u_t. \tag{5.3}
\end{aligned}$$

Ligning (5.3) er lineær både i variablene og i parameterne. Tidligere litteratur har også brukt log-lineære spesifikasjoner av etterspørselsfunksjoner for forsvarstjenester, jamfør tabell 3.1. Jeg ser derfor, som nevnt ovenfor, også på slike modeller. Den eneste forskjellen fra ligning (5.3) vil være at alle variablene, med unntak av dummyvariablene, da er målt i logaritmisk skala. Jeg skriver derfor ikke opp ligningen på nytt.

Jeg vil på det meste inkludere to lag av variablene i ligning (5.3) når den er oppgitt i ARDL-form. Jeg vil teste for fravær av kointegrasjon også når enkelte av variablene i modellen er utelatt. I ligning (5.3) inngår det mange parametere, og det kan tenkes at man kan havne i en situasjon der antall parametere blir for høyt i forhold til antall observasjoner. De observerte F-

verdiene og t-verdiene fra de utførte testene står oppført i tabell 5.1 og 5.2 nedenfor, sammen med sine respektive kritiske verdier. De kritiske verdiene er gyldige under nullhypotesen om fravær av kointegrasjon, og er som nevnt tidligere hentet fra Pesaran et al. (2001). Hvis den observerte F-verdien eller t-verdien har tallverdi som er høyere enn de respektive kritiske verdiene, kan nullhypotesen om fravær av kointegrasjon forkastes, for signifikansnivå 0,05. Tallene oppgitt i parenteser etter hver variabel angir antall lag av variablene i modellens opprinnelige ARDL-form.

Tabell 5.1 Tester av lineære modeller med utgangspunkt i ligning (5.3)

Nr.	Modeller i nivåform	F-obs.	t-obs.	Kritisk F-verdi	Kritisk t-verdi
1.1	$FB(1) = f(BNP(1), SBUTENFB(1), USA(1), NATOEUR(1), POP(1), KK(1), DUM1978(1), DUM2000(1))$	2,039	-1,92	3,39	-4,72
1.2	$FB(1) = f(BNP(1), SBUTENFB(1), USA(1), NATOEUR(1), POP(1), KK(1), DUM7198(1))$	2,408	-2,85	3,50	-4,57
1.3	$FB(1) = f(BNP(1), SBUTENFB(1), USA(1), NATOEUR(1), KK(1), DUM1978(1))$	2,221	-2,21	3,61	-4,38
1.4	$FB(1) = f(BNP(1), SBUTENFB(1), USA(1), KK(1), DUM1978(1))$	2,767	-2,33	3,79	-4,19
1.5	$FB(1) = f(BNP(1), USA(1), KK(1), DUM1978(1))$	1,982	-0,567	4,01	-3,99
1.6	$FB(1) = f(SBUTENFB(1), USA(1), KK(1), DUM1978(1))$	3,643	-1,31	4,01	-3,99
1.7	$FB(2) = f(BNP(1), SBUTENFB(1), USA(1), KK(1), DUM1978(1))$	2,657	-2,28	3,79	-4,19

Tabell 5.2 Tester av log-lineære modeller med utgangspunkt i ligning (5.3)

Nr.	Modeller i logaritmisk form	F-obs.	t-obs.	Kritisk F-verdi	Kritisk t-verdi
2.1	$\ln FB(1) = f(\ln BNP(1), \ln SBUTENFB(1), \ln USA(1), \ln NATOEUR(1), \ln POP(1), KK(1), DUM1978(1), DUM2000(1))$	3,093	-3,11	3,39	-4,72
2.2	$\ln FB(1) = f(\ln BNP(1), \ln SBUTENFB(1), \ln USA(1), \ln NATOEUR(1), KK(1), DUM1978(1))$	3,480	-3,12	3,61	-4,38
2.3	$\ln FB(1) = f(\ln BNP(1), \ln SBUTENFB(1), \ln USA(1), KK(1), DUM1978(1))$	4,491	-3,21	3,79	-4,19
2.4	$\ln FB(1) = f(\ln SBUTENFB(1), \ln USA(1), KK(1), DUM1978(1))$	5,417	-2,69	4,01	-3,99
2.5	$\ln FB(2) = f(\ln BNP(2), \ln SBUTENFB(2), \ln USA(2), \ln NATOEUR(2), \ln POP(2), KK(2), DUM1978(1))$	4, 471	-4,53	3,50	-4,57
2.6	$\ln FB(2) = f(\ln BNP(2), \ln SBUTENFB(2), \ln USA(2), KK(1), DUM1978(1))$	3,904	-3,17	3,79	-4,19
2.7	$\ln FB(2) = f(\ln BNP(1), \ln SBUTENFB(1), \ln USA(1), KK(1), DUM1978(1))$	3,768	-3,03	3,79	-4,19
2.8	$\ln FB(1) = f(\ln BNP(2), \ln SBUTENFB(2), \ln USA(1), KK(1), DUM1978(1))$	4, 791	-3,62	3,79	-4,19

Tallene uthevet i tabell 5.2 ovenfor viser de estimerte F-verdiene som førte til forkasting av nullhypotesen om fravær av kointegrasjon. De estimerte F-verdiene førte kun til forkasting av nullhypotesen i det tilfellet der variablene i modellene var målt i logaritmisk form. Ingen av de estimerte t-verdiene, verken for modellene der variablene var målt i nivåer eller for modellene der variablene var målt i logaritmisk form, førte til forkasting av nullhypotesen om fravær av kointegrasjon mellom variablene.

5.3.3 Estimering av den neoklassiske modellen

På bakgrunn av testene av fravær av kointegrasjon mellom variablene, har jeg valgt å se på én av modellene, modell nr. 2.8, der den estimerte F-verdien, 4,791, førte til forkasting av nullhypotesen om fravær av kointegrasjon. ARDL-formen av modell nr. 2.8 er gitt ved:

$$\begin{aligned} \ln FB_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln FB_{t-1} + \beta_0 \ln BNP_t + \beta_1 \ln BNP_{t-1} + \beta_2 \ln BNP_{t-2} + \beta_3 \ln SBUTENFB_t \\ & + \beta_4 \ln SBUTENFB_{t-1} + \beta_5 \ln SBUTENFB_{t-2} + \beta_6 \ln USA_t + \beta_7 \ln USA_{t-1} \\ & + \beta_8 KK_t + \beta_9 KK_{t-1} + \beta_{10} DUM1978_t + \beta_{11} DUM1978_{t-1} \\ & + \epsilon_t. \end{aligned} \quad (5.4)$$

Resultatene av estimeringen av langsiktkoeffisientene

Tabell 5.3 nedenfor viser resultatene av estimeringen jeg har gjennomført av ligning (5.4). De oppgitte koeffisientverdiene er langsiktkoeffisientene til variablene i modellen.

Tabell 5.3 Estimerte langsiktkoeffisienter i ligning (5.4)

Avhengig variabel: $\ln FB$		R^2 : 0,988
Variabel	Koeffisientverdi	t-verdi
<i>Konstantledd</i>	12,66	9,43
<i>lnBNP</i>	-0,235	-2,50
<i>lnSBUTENFB</i>	0,473	9,10
<i>lnUSA</i>	0,007	0,101
<i>KK</i>	0,085	1,55
<i>DUM1978</i>	0,235	2,29

Tallene som er uthevet i tabellen over indikerer signifikante verdier for signifikansnivå 0,05. Tabell 5.4 nedenfor viser utvalgte feilspesifikasjonstester for regresjonen jeg har gjennomført.

Tabell 5.4 Feilspesifikasjonstester for estimeringen av ligning (5.4)

AR 1-2-test	$F(2,23) = 1,6348 (0,2168)$
ARCH 1-1-test	$F(1,37) = 2,5650 (0,1178)$
Normality-test	$\chi^2(2) = 1,0754 (0,5841)$
Hetero-test	$F(19,16) = 0,8913 (0,5989)$
RESET23-test	$F(2,23) = 0,3464 (0,7109)$

Den første raden i tabellen, betegnet ved *AR 1-2-test*, viser en test på nullhypotesen om fravær av residual autokorrelasjon opp til orden to i regresjonsmodellen. Den andre raden i tabellen, betegnet ved *ARCH 1-1-test*, viser en test på nullhypotesen om fravær av betinget autoregressiv heteroskedastisitet. Den tredje raden i tabellen, betegnet ved *normality-test*, viser en test på nullhypotesen om fravær av avvik fra normalfordelingen i residualene i regresjonsmodellen. Hvis antakelsen om normalitet holder, kan det gjøres gyldig inferens ved bruk av t-verdier og F-verdier i tester av hypoteser om koeffisienter i regresjonsmodellen. Den fjerde raden i tabellen, betegnet ved *hetero-test*, viser en test på nullhypotesen om fravær av heteroskedastisitet i regresjonsmodellen. Den siste testen i tabell 5.4, betegnet ved *RESET23-test*, viser en test på nullhypotesen om korrekt funksjonsform av den opprinnelige regresjonsmodellen (Bårdsen og Nymoen, 2011, kap. 8). Ingen av testene i tabell 5.4 viser tegn til feilspesifikasjon av modellen, jamfør de gjennomgående høye p-verdiene oppgitt i parentes.

Som tabell 5.3 viser, inngår variabelen *lnBNP* som negativ og signifikant på lang sikt. Logaritmen til de ikke-militære statlige utgiftene, representert ved variabelen *lnSBUTENFB*, inngår som positiv og signifikant på lang sikt. Både *lnBNP* og *lnSBUTENFB* inngår med motsatt forventet fortegn. Verken logaritmen til USAs forsvarsutgifter som andel av BNP, representert ved variabelen *lnUSA* eller dummyvariabelen for den kalde krigen, representert ved variabelen *KK*, inngår som signifikante i ligningen på lang sikt. Dummyvariabelen for 1978, representert ved variabelen *DUM1978*, inngår som positiv og signifikant på lang sikt. Variabelen inngår i likningen med forventet fortegn.

Resultatene av estimeringen av kortsiktkoeffisientene

For å estimere kortsiktkoeffisientene har jeg valgt å ta utgangspunkt i den statiske langsiktløsningen, gitt ved koeffisientverdiene i tabell 5.3. På tilsvarende måte som i den relevante empiriske litteraturen, har jeg ikke tatt utgangspunkt i likevektjusteringsformen av ARDL-modellen gitt i ligning (5.4). Jeg har valgt å estimere feiljusteringsleddet, \widehat{u}_t , fra ligning (5.5) nedenfor, der de estimerte langsiktkoeffisientene til variablene inngår i ligningen. Det estimerte feiljusteringsleddet er gitt ved:

$$\begin{aligned}\widehat{u}_t = \ln FB_t - 12,66 + 0,235 \ln BNP_t - 0,473 \ln SBUTENFB_t - 0,007 \ln USA_t \\ - 0,085 KK_t - 0,235 DUM1978_t.\end{aligned}\quad (5.5)$$

Videre har jeg regressert den avhengige variabelen i endringsform på det estimerte feiljusteringsleddet, lagget én periode, \widehat{u}_{t-1} , et konstantledd og forklaringsvariablene, alle målt i endringsform. Likningen er som følger:

$$\begin{aligned}\Delta \ln FB_t = \alpha + \rho \widehat{u}_{t-1} + \gamma_1 \Delta \ln BNP_t + \gamma_2 \Delta \ln SBUTENFB_t + \gamma_3 \Delta \ln USA_t + \gamma_4 \Delta KK_t \\ + \gamma_5 \Delta DUM1978_t + v_t.\end{aligned}\quad (5.6)$$

Tabell 5.5 nedenfor viser resultatet av estimeringen av kortsiktkoeffisientene fra ligning (5.6)

Tabell 5.5 Estimerte kortsiktcoeffisienter i ligning (5.6)

Avhengig variabel: $\Delta \ln FB$		R^2 : 0,440
Variabel	Koeffisientverdi	t-verdi
<i>Konstantledd</i>	0,024	3,46
$\Delta \ln BNP$	-0,507	-2,92
$\Delta \ln SBUTENFB$	0,097	1,70
$\Delta \ln USA$	-0,071	-1,03
ΔKK	0,022	0,87
$\Delta DUM1978$	0,031	1,83
\widehat{u}_{t-1}	-0,353	-3,55

Tallene som er uthevet i tabellen over indikerer signifikante verdier for signifikansnivå 0,05. I tillegg inngår endringen i $\ln SBUTENFB$ og endringen i $DUM1978$ som signifikante for signifikansnivå 0,10. Tabell 5.6 nedenfor viser utvalgte feilspesifikasjonstester for regresjonen jeg har gjennomført.

Tabell 5.6 Feilspesifikasjonstester for estimeringen av ligning (5.6)

AR 1-2-test	$F(2,29) = 0,7418$ (0,4851)
ARCH 1-1-test	$F(1,36) = 0,0983$ (0,7557)
Normality-test	$\chi^2(2) = 1,6912$ (0,4293)
Hetero-test	$F(10,26) = 1,0620$ (0,4240)
RESET23-test	$F(2,29) = 1,2425$ (0,3036)

Ingen av testene i tabell 5.6 viser tegn til feilspesifikasjon av modellen, jamfør de gjennomgående høye p-verdiene oppgitt i parentes.

Som tabell 5.5 viser, har variabelen $\ln BNP$ en negativ og signifikant effekt på logaritmen til forsvarsbudsjettet på kort sikt. Endringen i $\ln BNP$ inngår i likning (5.6) med motsatt forventet fortegn. Feiljusteringsleddet, $\widehat{u_{t-1}}$, inngår i ligningen som negativ og signifikant. Verken logaritmen til variablene ikke-militære statlige utgifter og USAs forsvarsbyrde eller dummyvariabelen for den kalde krigen og dummyvariabelen for 1978, alle målt i endringsform, inngår som signifikante i ligningen på kort sikt.

Resultatene oppgitt i tabell 5.3 og 5.5 ovenfor støtter at det kan finnes én eller flere gyldige langsiktsammenhenger mellom logaritmen til variabelen FB og logaritmen til det settet av forklaringsvariabler som den neoklassiske økonomiske teorien peker ut, og som tidligere empiriske studier har benyttet i sine analyser av etterspørselen etter forvarstjenester i andre land. Problemet med disse resultatene er av tolkningsmessig art. Dersom man tolker den estimerte langsiktkoeffisienten til logaritmen til variabelen BNP som en partiell elastisitet, er for eksempel det negative fortegnet åpenbart urimelig. En mulig forklaring er at det ikke er nok informasjon i dataene til å skille trendbidraget fra logaritmen til BNP og logaritmen til variabelen $SBUTENFB$ (som får en relativt stor positiv langsiktkoeffisient) fra hverandre. Det er også mulig at variabelen som representerer logaritmen til USAs forsvarsutgifter som andel av BNP , og dummyvariabelen for den kalde krigen, til en viss grad fanger opp den samme trenden i logaritmen til forsvarsbudsjettet. I det neste avsnittet vil jeg derfor presentere en alternativ modell, der jeg har valgt å pålegge visse restriksjoner på variablene som inngår i modellen.

5.4 Spesifikasjon av en alternativ modell for forsvarsbudsjettet i Norge

I dette avsnittet vil jeg i en alternativ modell, som allerede nevnt, pålegge visse restriksjoner på variablene som inngår. For det første modellerer jeg nå forsvarsbudsjettet som andel av BNP som avhengig variabel i modellen. Jeg inkluderer ikke BNP som "fri" forklaringsvariabel. På den måten blir det pålagt at forsvarsutgiftene vokser i takt med BNP , alt annet likt. Imidlertid inkluderer jeg fortsatt endringen i BNP som forklaringsvariabel i modellen. Det kan være vanskelig å si noe om det forventede fortegnet på koeffisienten til denne variabelen. Det kan godt tenkes at fortegnet på koeffisienten er negativ, hvis det er tilfellet at det i større grad er den forventede inntektsveksten som er med i beslutningsprosessene som bestemmer forsvarsutgiftene.

Jeg har videre ekskludert variabelen ikke-militære statlige utgifter fra modellen. Jeg har i stedet inkludert en variabel som representerer statlige utgifter som andel av BNP. En positiv og signifikant koeffisient estimert for denne variabelen vil implisere at forsvarsbudsjettet som andel av BNP vokser i takt med de statlige utgiftene som andel av BNP. Jeg har også valgt å inkludere en variabel som representerer endringen i forsvarsbudsjettet som andel av BNP. Endringen i forsvarsbudsjettet som andel av BNP, vil kunne påvirke den avhengige variabelen for eksempel gjennom politiske bestemmelser om økninger i forsvarsbudsjettet over en lengre tidsperiode.

En annen forskjell er at jeg nå lar endringen i trusselbildet i Norge spille en mer sentral rolle i modellen enn tidligere. Jeg har tatt utgangspunkt i at forsvarsbudsjettet som andel av BNP kan ha endret likevektverdi som følge av slutten på den kalde krigen. Jeg har derfor tenkt at det kan eksistere to likevekter i modellen, én likevekt i perioden under den kalde krigen og én likevekt i perioden etter den kalde krigens slutt. Ved å inspisere figur 5.2 i avsnitt 5.1 (som viser forsvarsbudsjettets andel av BNP for Norge og fastlands-Norge 1970-2011) kommer det fram at det har vært et skift i trenden til forsvarsbudsjettet som andel av BNP fra perioden før 1990 til perioden etter. I perioden under den kalde krigen holdt forsvarsbudsjettet følge med veksten i BNP. I perioden etter den kalde krigen vokste imidlertid BNP i gjennomsnitt raskere. Dette førte til at forsvarsbudsjettets andel av BNP ble mer enn halvert i løpet av denne perioden. Jeg har tatt høyde for dette ved å inkludere to variabler i modellen. Den ene variabelen representerer forsvarsbudsjettet som andel av BNP i perioden under den kalde krigen, fratrasket en estimert forventningsverdi for forsvarsbudsjettet som andel av BNP i denne perioden. Den andre variabelen representerer forsvarsbudsjettet som andel av BNP i perioden etter den kalde krigen, fratrasket en estimert forventningsverdi for forsvarsbudsjettet som andel av BNP i denne perioden.

Jeg har også tatt høyde for at variabelen som representerer USAs forsvarsutgifter som andel av BNP kan ha endret karakter som følge av slutten på den kalde krigen. Dette har jeg gjort ved å inkludere to variabler som begge representerer USAs forsvarsutgifter som andel av BNP, der den ene er multiplisert med en dummyvariabel for perioden under den kalde krigen og den andre er multiplisert med en dummyvariabel for perioden etter den kalde krigen. Modellen består derfor av følgende variabler:

$FBandelBNP$: Norges forsvarsbudsjett som andel av BNP for fastlands-Norge,

$USA * KK$: USAs forsvarsutgifter som andel av BNP multiplisert med en dummyvariabel for den kalde krigen. Variabelen representerer USAs forsvarsutgifter som andel av BNP i perioden under den kalde krigen. Variabelen KK er definert i avsnitt 5.3,

$USA * (1 - KK)$: USAs forsvarsutgifter som andel av BNP multiplisert med én minus en dummyvariabel for den kalde krigen. Variabelen representerer USAs forsvarsutgifter som andel av BNP i perioden etter den kalde krigen,

$\Delta FBandelBNP$: Endringen i Norges forsvarsbudsjett som andel av BNP for fastlands-Norge,

$(FBandelBNP - \widehat{\mu}_{12}) * KK$: Norges forsvarsbudsjett som andel av BNP for fastlands-Norge fratrasket en estimert forventningsverdi for forsvarsbudsjettet i perioden 1970 til 1990, representert ved $\widehat{\mu}_{12}$. Dette er deretter multiplisert med en dummyvariabel for den kalde krigen,

$(FBandelBNP - \widehat{\mu}_{22}) * (1 - KK)$: Norges forsvarsbudsjett som andel av BNP for fastlands-Norge fratrasket en estimert forventningsverdi for forsvarsbudsjettet i perioden 1991 til 2010, representert ved $\widehat{\mu}_{22}$. Dette er deretter multiplisert med én minus en dummyvariabel for den kalde krigen,

$SBandelBNP$: Statlige utgifter som andel av BNP for fastlands-Norge. Variabelen er målt ved Norges statsbudsjett (ekskludert avsetninger til Statens pensjonsfond utland) som andel av BNP for fastlands-Norge,

$DUM1978$: Dummyvariabel for året 1978. Variabelen er definert i avsnitt 5.3,

ΔBNP : Endringen i Norges fastlands-BNP, målt i faste tusen 2010-priser.

5.4.1 Estimering av likevektverdiene til forsvarsbudsjettet som andel av BNP i de to periodene

Jeg har, som nevnt over, tatt utgangspunkt i at forsvarsbudsjettet som andel av BNP kan ha endret likevektverdi som følge av den kalde krigens slutt. De to ligningene nedenfor illustrerer dette poenget, der parameterne μ_1 og μ_2 betegner forventningsverdiene til $FBandelBNP$ i de to periodene:

$$FBandelBNP_t = \mu_1 + \epsilon_t, \quad (5.7)$$

for $t = 1970, \dots, 1990$ og

$$FBandelBNP_t = \mu_2 + \epsilon_t, \quad (5.8)$$

for $t = 1991, \dots, 2010$. For å beregne de to forventningsverdiene, har jeg estimert en ligning for hver av de to periodene, der $FBandelBNP$ inngår som avhengig variabel og lag av $FBandelBNP$ inngår som forklaringsvariabler. Jeg har valgt å beregne to verdier av både μ_1 og μ_2 . For å beregne de to første verdiene av parameterne har jeg inkludert ett lag av $FBandelBNP$ i ligningene for hver av de to periodene. For å beregne de to andre verdiene av parameterne har jeg inkludert to lag av $FBandelBNP$ i ligningene for hver av de to periodene. De fire ligningene jeg har estimert er gitt nedenfor:

$$FBandelBNP_t = \alpha_{11} + \beta_{11}FBandelBNP_{t-1} + u_t, \quad (5.9)$$

$$FBandelBNP_t = \alpha_{12} + \beta_{121}FBandelBNP_{t-1} + \beta_{122}FBandelBNP_{t-2} + \epsilon_t, \quad (5.10)$$

for $t = 1970, \dots, 1990$ og

$$FBandelBNP_t = \alpha_{21} + \beta_{21}FBandelBNP_{t-1} + \delta_t, \quad (5.11)$$

$$FBandelBNP_t = \alpha_{22} + \beta_{221}FBandelBNP_{t-1} + \beta_{222}FBandelBNP_{t-2} + \gamma_t, \quad (5.12)$$

for $t = 1991, \dots, 2010$. De estimerte forventningsverdiene, $\widehat{\mu}_{11}$, $\widehat{\mu}_{12}$, $\widehat{\mu}_{21}$ og $\widehat{\mu}_{22}$, fra henholdsvis ligning (5.9)-(5.12) ovenfor, vil være gitt ved:

$$\widehat{\mu}_{11} = \frac{\widehat{\alpha}_{11}}{1 - \widehat{\beta}_{11}}, \quad (5.13)$$

$$\widehat{\mu}_{12} = \frac{\widehat{\alpha}_{12}}{1 - \widehat{\beta}_{121} - \widehat{\beta}_{122}}, \quad (5.14)$$

for $t = 1970, \dots, 1990$ og

$$\widehat{\mu}_{21} = \frac{\widehat{\alpha_2}}{1 - \widehat{\beta_2}}, \quad (5.15)$$

$$\widehat{\mu}_{22} = \frac{\widehat{\alpha_{12}}}{1 - \widehat{\beta_{221}} - \widehat{\beta_{222}}}, \quad (5.16)$$

for $t = 1991, \dots, 2010$. De estimerte forventningsverdiene fra de fire ligningene gitt i (5.9)-(5.12) står oppført i tabell 5.7 nedenfor. t -verdiene til koeffisientene er oppgitt i parentes.

Tabell 5.7 Estimerte forventningsverdier i ligning (5.9)-(5.12)

$\widehat{\mu}_{ij}$ $i = 1, 2, j = 1, 2.$	Koeffisient- verdi
$\widehat{\mu}_{11}$	3,32 (5,40)
$\widehat{\mu}_{12}$	3,20 (12,3)
$\widehat{\mu}_{21}$	1,21 (1,65)
$\widehat{\mu}_{22}$	1,56 (2,60)

Tallene som er uthevet i tabellen ovenfor, indikerer signifikante verdier for signifikansnivå 0,05. Jeg inkluderer ikke tabeller over utvalgte feilspesifikasjonstester for ligningene ovenfor. Feilspesifikasjonstester av ligning (5.9)-(5.12) viser ingen signifikant autokorrelasjon eller heteroskedastisitet i noen av ligningene.

For den første perioden, fra 1970 til 1990, er forventningsverdien til variabelen *FBandelBNP* estimert til 3,32 og 3,20 i henholdsvis modellen der det er inkludert ett lag av variabelen og modellen der det er inkludert to lag av variabelen. For den andre perioden, fra 1991 til 2010, er forventningsverdien til variabelen *FBandelBNP* estimert til 1,21 og 1,56 i henholdsvis modellen der det er inkludert ett lag av variabelen og modellen der det er inkludert to lag av variabelen. For ligningen i den andre perioden der det er inkludert ett lag av variabelen, ligning (5.11), er den estimerte forventningsverdien, $\widehat{\mu}_{21}$, insignifikant. Jeg vil bruke de estimerte forventningsverdiene fra ligning (5.10) og (5.12) videre i analysen.

5.4.2 Estimering av den alternative modellen

I dette avsnittet vil jeg estimere modellen beskrevet innledningsvis i avsnitt 5.4. Jeg har, som nevnt over, valgt å estimere modellen ved bruk av forventningsverdiene til $FBandelBNP$ i de to periodene beregnet ved ligningene der jeg inkluderte to lag av variabelen, jamfør ligning (5.10) og (5.12). Modellen er gitt i ligning (5.17) nedenfor:

$$\begin{aligned}
 FBandelBNP_t &= \alpha + \beta_1 USA_{t-1} * KK_{t-1} + \beta_2 USA_{t-1} * (1 - KK_{t-1}) \\
 &+ \beta_3 \Delta FBandelBNP_{t-1} + \beta_4 (FBandelBNP_{t-1} - \widehat{\mu}_{12}) * KK_{t-1} \\
 &+ \beta_5 (FBandelBNP_{t-1} - \widehat{\mu}_{22}) * (1 - KK_{t-1}) + \beta_6 SBandelBNP_{t-1} \\
 &+ \beta_7 DUM1978_t + \beta_8 \Delta BNP_t + u_t. \quad (5.17)
 \end{aligned}$$

Tabell 5.8 nedenfor viser de estimerte koeffisientene slik de inngår i ligning (5.17).

Tabell 5.8 Estimerte koeffisienter i ligning (5.17)

Avhengig variabel: $FBandelBNP_t$		R^2 : 0,966
Variabel	Koeffisientverdi	t-verdi
Konstantledd	1,954	9,28
$USA_{t-1} * KK_{t-1}$	0,174	7,35
$USA_{t-1} * (1 - KK_{t-1})$	-0,118	-3,13
$\Delta FBandelBNP_{t-1}$	0,412	2,08
$(FBandelBNP_{t-1} - \widehat{\mu}_{12}) * KK_{t-1}$	0,603	2,74
$(FBandelBNP_{t-1} - \widehat{\mu}_{22}) * (1 - KK_{t-1})$	0,882	16,7
$SBandelBNP_{t-1}$	0,005	1,29
$DUM1978_t$	0,277	2,14
ΔBNP_t	-2,825*10⁻⁹	-4,24

Tallene som er uthevet i tabellen ovenfor indikerer signifikante verdier for signifikansnivå 0,05. Tabell 5.9 nedenfor viser utvalgte feilspesifikasjonstester for regresjonen jeg har gjennomført.

Tabell 5.9 Feilspesifikasjonstester for estimeringen av ligning (5.17)

AR 1-2-test	$F(2,29) = 3,0984 (0,0603)$
ARCH 1-1-test	$F(1,38) = 2,2266 (0,1439)$
Normality-test	$\text{Chi}^2(2) = 3,2630 (0,1956)$
Hetero-test	$F(14,24) = 1,0955 (0,4083)$
RESET23-test	$F(2,29) = 6,6188 (0,0043)**$

Ingen av testene i tabell 5.9, bortsett fra RESET23-test, viser tegn til feilspesifikasjon av modellen, jamfør de gjennomgående høye p-verdiene oppgitt i parentes. RESET23-testen er signifikant for signifikansnivå 0,01. Dette kan tyde på feil funksjonsform. Jeg velger likevel ikke å legge stor vekt på dette, da RESET23-testen ikke alltid er lett å tolke når den anvendes i en modell som er estimert med tidsseriedata. Dette er fordi testen ikke er invariant overfor transformasjoner av variabler i modellen som ikke påvirker modellens statistiske egenskaper (Bårdsen og Nymoen, 2011, s. 199).

Som tabell 5.8 viser, inngår variabelen $USA_{t-1} * KK_{t-1}$, som positiv og signifikant i ligning (5.17). En økning på ett prosentpoeng i USAs forsvarsutgifter som andel av BNP i perioden under den kalde krigen, lagget én periode, har i modellen en innvirkning på Norges forsvarsbudsjett som andel av BNP på 0,174 prosentpoeng. I perioden etter den kalde krigen derimot, inngår USAs forsvarsutgifter som andel av BNP, målt ved $USA_{t-1} * (1 - KK_{t-1})$, som negativ og signifikant. En økning i USAs forsvarsutgifter som andel av BNP på ett prosentpoeng i perioden etter den kalde krigen, lagget én periode, gir i modellen en reduksjon i Norges forsvarsbudsjett som andel av BNP på 0,118 prosentpoeng. Hvis man ser på størrelsen på USAs forsvarsutgifter som andel av BNP som en indikator på størrelsen på NATO-alliansens forsvarsutgifter som andel av medlemslandenes BNP, kan man i modellen tolke dette som at Norge var en bidragsyter i alliansen under den kalde krigen, men ikke

nødvendigvis i perioden etter. I årene etter den kalde krigens slutt har Norges forsvarsbudsjett som andel av BNP falt i stor grad gjennom hele perioden. USAs forsvarsutgifter som andel av BNP falt i første del av perioden, men begynte å øke igjen fra starten av 2000-tallet og framover. USAs forsvarsutgifter som andel av BNP under den kalde krigen kan også reflektere trusselbildet i både USA og Norge i denne perioden, og dermed tolkes som en indikator på direkte og indirekte trusler fra Sovjetunionen for Norge. Etter den kalde krigens slutt har trusselbildet i Norge hatt en annen karakter, og forsvarsbudsjettets andel av BNP har falt. Trusselbildet for USA kan ha endret karakter, men ikke nødvendigvis blitt mindre, noe som kan reflekteres gjennom forsvarsutgiftenes økende andel av BNP fra starten av 2000-tallet og framover.

Endringen i forsvarsbudsjettet i Norge som andel av BNP, lagget én periode, målt ved $\Delta FBandelBNP_{t-1}$, inngår i likningen som positiv og signifikant. Dette kan reflektere blant annet politiske bestemmelser om endringer i forsvarsbudsjettet over en lengre tidsperiode. Variabelen statlige utgifter som andel av BNP, lagget én periode, målt ved $\Delta SBandelBNP_{t-1}$, inngår som insignifikant i modellen. Dummyvariabelen for året 1978 inngår som forventet som positiv og signifikant, og har i modellen en innvirkning på forsvarsbudsjettet som andel av BNP på 0,277 prosentpoeng. Endringen i BNP har en liten, men signifikant effekt på forsvarsbudsjettet som andel av BNP. En endring i BNP på én milliard kroner, vil i modellen gi en reduksjon i forsvarsbudsjettets andel av BNP på 0,002825 prosentpoeng. På samme måte som ovenfor kan dette tolkes som at forsvarsbudsjettet ikke primært tilpasses den årlige BNP-veksten, men at det er mer langsiktige vurderinger (og langsomme beslutningsprosesser) som ligger bak. I og med at modellen nå forklarer forsvarsbudsjettet som andel av BNP, er følgende tolkning nærliggende: Hvis BNP vokser, vil vanligvis forsvarsbudsjettet som andel av BNP bli redusert, men dersom inntekten øker permanent, vokser forsvarsutgiftene tilbake mot likevektsandelen (som imidlertid avhenger av om vi ser på perioden under den kalde krigen eller perioden etter).

Både i perioden under den kalde krigen og i perioden etter har forsvarsbudsjettet som andel av BNP, lagget én periode, målt ved henholdsvis $FBandelBNP_{t-1} * KK_{t-1}$ og $FBandelBNP_{t-1} * (1 - KK)_{t-1}$, en positiv og signifikant innvirkning på forsvarsbudsjettet som andel av BNP når modellen er justert for den avhengige variabelens likevektverdier. Under den kalde krigen er koeffisienten til forsvarsbudsjettet som andel av BNP, lagget én periode, estimert til 0,603. Etter den kalde krigen er koeffisienten estimert til 0,882. Dette

tyder på at tilpasningen av forsvarsbudsjettet som andel av BNP, har vært tregere i perioden etter den kalde krigen enn i perioden under. En mulig tolkning av dette kan være at trusselbildets karakter i Norge i perioden under den kalde krigen, med generelt stor usikkerhet fra år til år, kan ha ført til at man raskere justerte forsvarsbudsjettene som andel av BNP for å møte endringer i trusselbildet.

Jeg har også beregnet likevektjusteringskoeffisientene i de to periodene. Likevektjusteringskoeffisientene er gitt i ligning (5.18) nedenfor, ved $(\beta_4 - 1)$ og $(\beta_5 - 1)$, for henholdsvis perioden under den kalde krigen og perioden etter. Ligning (5.18) er kun en omskrivning av ligning (5.17), og er gitt ved:

$$\begin{aligned} \Delta FBandelBNP_t &= \alpha + \beta_1 USA_{t-1} * KK_{t-1} + \beta_2 USA_{t-1} * (1 - KK_{t-1}) \\ &+ \beta_3 \Delta FBandelBNP_{t-1} + (\beta_4 - 1) FBandelBNP_{t-1} * KK_{t-1} - \beta_4 \widehat{\mu}_{12} \\ &+ (\beta_5 - 1) FBandelBNP_{t-1} * (1 - KK_{t-1}) - \beta_5 \widehat{\mu}_{22} + \beta_6 SBandelBNP_{t-1} \\ &+ \beta_7 DUM1978_t + \beta_8 \Delta BNP_t + u_t. \end{aligned} \quad (5.18)$$

Likevektjusteringskoeffisienten i perioden under den kalde krigen er estimert til -0,397 med tilhørende t-verdi lik -1,80. Likevektjusteringskoeffisienten i perioden etter den kalde krigen er estimert til -0,118 med tilhørende t-verdi lik -2,23. Likevektjusteringskoeffisienten er insignifikant for signifikansnivå 0,05 i perioden under den kalde krigen. Likevel er tallverdien nokså høy, noe som reflekterer den raskere tilpasningen av budsjettet i denne perioden som jeg allerede har nevnt ovenfor.

Jeg har også beregnet langsiktkoeffisientene til variablene som inngår i modellen for gitte verdier av variabelen KK . Tabell 5.10 og 5.11 nedenfor viser langsiktkoeffisientene til variablene i ligning (5.17) for henholdsvis $KK = 1$ og $KK = 0$. $KK = 1$ representerer perioden under den kalde krigen, mens $KK = 0$ representerer perioden etter den kalde krigen. t-verdiene til langsiktkoeffisientene har jeg beregnet ved å ta utgangspunkt i deltametoden. Formelen jeg har brukt for å beregne variansen til langsiktkoeffisientene er gitt i Bårdsen og Nymoen (2011, s. 73). De beregnede t-verdiene til langsiktkoeffisientene, oppgitt i tabellene nedenfor, er kun en tilnærming.

Tabell 5.10 *Langsiktcoeffisienter i ligning (5.17) for $KK = 1$*

Avhengig variabel: $F\text{BandelBNP}_t$, $KK = 1$		
Variabel	Langsiktcoeffisient	t-verdi
<i>Konstantledd</i>	4,93	2,01
USA_{t-1}	0,440	1,81
$S\text{BandelBNP}_{t-1}$	0,013	0,761
ΔBNP_t	$-7,121 \cdot 10^{-9}$	-1,69

Tabell 5.11 *Langsiktcoeffisienter i ligning (5.17) for $KK = 0$*

Avhengig variabel: $F\text{BandelBNP}_t$, $KK = 0$		
Variabel	Langsiktcoeffisient	t-verdi
<i>Konstantledd</i>	16,50	2,24
USA_{t-1}	-0,997	-2,89
$S\text{BandelBNP}_{t-1}$	0,044	0,890
ΔBNP_t	$-2,386 \cdot 10^{-9}$	-0,405

Tallene som er uthevet i de to tabellene ovenfor, viser signifikante verdier for signifikansnivå 0,05. Som tabell 5.10 viser inngår ingen av variablene, for gitt verdi av KK lik én, som signifikante på lang sikt. Det er imidlertid verdt å understreke at de beregnede t-verdiene til koeffisientene ikke er presise i den forstand at de er beregnet ved bruk av tilnærmede verdier av variansene til langsiktcoeffisientene. Det er en tendens til at langsiktcoeffisientene har høyere t-verdi i perioden etter den kalde krigen.

Som tabell 5.11 viser inngår USAs forsvarsutgifter som andel av BNP, lagget én periode, i ligning (5.17) som negativ på lang sikt, beregnet for gitt verdi av KK lik null. I perioden

under den kalde krigen fører i modellen en ett prosentpoengs økning i USAs forsvarsutgifter som andel av BNP, lagget én periode, til en reduksjon i forsvarsbudsjettet som andel av BNP på 0,997 prosentpoeng på lang sikt. Verken variablene som representerer endringen i forsvarsbudsjettet som andel av BNP og statlige utgifter som andel av BNP, begge lagget én periode, eller dummyvariabelen for 1978 og variabelen som representerer endringen i BNP, inngår som signifikante i ligningen på lang sikt.

5.4.3 Instrumentvariabelmetoden

Jeg har også valgt å benytte instrumentvariabelmetoden i estimeringen av ligning (5.17) fordi det kan tenkes at forklaringsvariabelen som representerer endringen i BNP, ΔBNP , inneholder målefeil. Det kan tenkes at variabelen som representerer endringen i BNP ikke reflekterer at det er den mer forventede inntektsveksten som sannsynligvis har betydning for utviklingen av forsvarsbudsjettet i Norge. Denne variabelen vil være latent, men den kan erstattes av en instrumentvariabel. Hvis forklaringsvariabelen inneholder målefeil, vil den være korrelert med feilleddet i ligning (5.17). Estimatoren fra minste kvadraters metode vil da være inkonsistent. Jeg har valgt å bruke endringen i BNP, lagget én periode, som instrumentvariabel for variabelen som representerer endringen i BNP i denne perioden. Første steget i estimeringen av ligning (5.17) ved bruk av instrumentvariabelmetoden står oppført i tabell 5.12 nedenfor. Dette steget viser sammenhengen mellom variabelen endringen i BNP i denne perioden, og instrumentet jeg har valgt å bruke, endringen i BNP, lagget én periode.

Tabell 5.12 Første steg i estimeringen av ligning (5.17) ved instrumentvariabelmetoden

Avhengig variabel: ΔBNP_t		R^2 : 0,379
Variabel	Koeffisientverdi	t-verdi
<i>Konstantledd</i>	1,297*10⁷	2,20
ΔBNP_{t-1}	0,626	4,82

En mye referert "tommelfingerregel" er at instrumentet er relevant dersom F-verdien til instrumentsettet i første steg er større enn 10. Ut fra tabell 5.12 ovenfor passerer endringen i

BNP, lagget én periode, denne testen med god margin. Resultatene fra estimeringen av ligning (5.17) ved bruk av instrumentvariabelmetoden står oppgitt i tabell 5.13 nedenfor.

Tabell 5.13 Estimering av ligning (5.17) ved bruk av instrumentvariabelmetoden

Avhengig variabel: $FBandelBNP_t$. Instrumentvariabel for ΔBNP_t : ΔBNP_{t-1}		
Variabel	Koeffisientverdi	t-verdi
Konstantledd	2,048	8,41
$USA_{t-1} * KK_{t-1}$	0,169	6,35
$USA_{t-1} * (1 - KK_{t-1})$	-0,111	-2,64
$\Delta FBandelBNP_{t-1}$	0,278	1,15
$(FBandelBNP_{t-1} - \widehat{\mu}_{12}) * KK_{t-1}$	0,632	2,60
$(FBandelBNP_{t-1} - \widehat{\mu}_{22}) * (1 - KK_{t-1})$	0,862	14,3
$SBandelBNP_{t-1}$	0,005	1,03
$DUM1978_t$	0,251	1,74
ΔBNP_t	$-4,546 * 10^{-9}$	-2,96

Tallene som er uthevet i tabellen ovenfor viser signifikante verdier for signifikansnivå 0,05.

Tabell 5.14 viser utvalgte feilspesifikasjonstester for regresjonen jeg har gjennomført.

Tabell 5.14 Feilspesifikasjonstester for estimeringen av ligning (5.17) ved bruk av instrumentvariabelmetoden

AR 1-2-test:	$F(2,29) = 1,3215 (0,2823)$
ARCH 1-1-test:	$F(1,38) = 1,1602 (0,2882)$
Normality-test:	$\chi^2(2) = 1,8523 (0,3961)$
Hetero-test:	$F(14,24) = 6,2487 (0,0000)**$

Ingen av testene i tabell 5.14, bortsett fra Hetero-test, viser tegn til feilspesifikasjon av modellen, jamfør de gjennomgående høye p-verdiene oppgitt i parentes. Den siste testen oppført i tabellen ovenfor, Hetero-test, viser signifikant heteroskedastisitet i regresjonsmodellen.

Tabell 5.13 viser at ved å benytte instrumentvariabelmetoden i estimeringen av ligning (5.17) er det flere av variablene som inngår i regresjonsmodellen som insignifikante. Variabelen som representerer endringen i BNP, Δ BNP, inngår med samme fortegn i modellen når det er benyttet instrumentvariabelmetoden som da jeg brukte minste kvadraters metode, jamfør tabell 5.8. Skiftet av estimeringsmetode fra minste kvadraters metode til instrumentvariabelmetoden endrer altså ikke resultatet om at inntektsveksten på kort sikt reduserer forsvarsbudsjettet som andel av BNP.

Ved å pålegge visse restriksjoner på variablene som inngår i modellen, og ved å la endringen i trusselbildet i Norge spille en mer sentral rolle enn i den neoklassiske etterspørselsfunksjonen, har resultatene av estimeringen av den alternative modellen ovenfor vist at det eksisterer signifikante sammenhenger mellom forsvarsbudsjettet som andel av BNP og settet av forklaringsvariabler som inngår i ligning (5.17). Med unntak av konstantleddet og USAs forsvarsutgifter som andel av BNP, lagget én periode og beregnet for gitt verdi av KK lik én, var det ingen av forklaringsvariablene som inngikk i modellen som signifikante på lang sikt.

Modellen jeg har estimert gir et svært forenklet bilde av bestemmelsen av forsvarsbudsjettet i Norge i perioden 1970 til 2010. Det at forsvarsbudsjettet nå er målt som andel av BNP, har også gjort det vanskeligere å tolke resultatene hvis man legger til grunn at modellen skal

representere en etterspørselsfunksjon for forsvarstjenester i Norge. Hvis man ser på modellen som et utgangspunkt for å vise at endringer i trusselbildet i Norge har hatt betydning for utviklingen av forsvarsbudsjettet som andel av BNP, tyder resultatene av estimeringen av modellen på at dette kan være tilfellet.

Det er viktig å understreke at det vil være mange faktorer som spiller inn i bestemmelsen av forsvarsbudsjettet i et land som det ikke er tatt hensyn til i denne oppgaven. Det er for eksempel ikke tatt hensyn til faktorer som vil kunne påvirke de interne beslutningsprosessene i bestemmelsen av bevilgninger til forsvarsbudsjettet. Det eksisterer blant annet modeller som har blitt benyttet til å forklare etterspørselen etter forsvarstjenester i land basert på beslutningsprosesser (se for eksempel Lucier (1979) og Majeski (1983)).

6 Konklusjon

Denne oppgaven har handlet om etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge i perioden 1970 til 2010. Basert på økonomisk teori og tidligere empiriske studier har det blitt spesifisert to etterspørselsfunksjoner for forsvarstjenester i Norge. Etterspørselsfunksjonene har i oppgaven vært betegnet som den neoklassiske og den alternative etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge. De to etterspørselsfunksjonene har inkludert både økonomiske, politiske og sikkerhetsrelaterte variabler.

Den neoklassiske etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge var basert på den neoklassiske økonomiske teorien for etterspørselen etter forsvarstjenester i et land, og tidligere empiriske studier der tilsvarende analyser var gjort for andre land. Den avhengige variabelen i den estimerte neoklassiske etterspørselsfunksjonen var forsvarsbudsjettet i Norge, målt i faste tusen 2010-priser. Forklaringsvariablene som inngikk var BNP for fastlands-Norge og ikke-militære statlige utgifter, begge målt i faste tusen 2010-priser, USAs forsvarsutgifter som andel av BNP, en dummyvariabel for den kalde krigen og en dummyvariabel for året 1978. Alle variablene, med unntak av dummyvariablene, var målt i logaritmisk skala. I tillegg inngikk det, i den spesifiserte neoklassiske etterspørselsfunksjonen, variabler som representerte befolkningen i Norge, gjennomsnittlige forsvarsutgifter som andel av BNP for et utvalg av europeiske NATO-medlemsland og en dummyvariabel for perioden 2000 til 2010. De sistnevnte variablene var utelatt fra den estimerte etterspørselsfunksjonen. Dette var på bakgrunn av tester av fravær av kointegrasjon mellom variablene som inngikk i den opprinnelige spesifiserte modellen. Tester av fravær av kointegrasjon gjennomført for ulike varianter av den opprinnelige spesifiserte modellen, viste at det var kun i visse varianter av modellen, der enkelte variabler var utelatt, at nullhypotesen om ingen kointegrasjon kunne forkastes.

Estimeringen av den neoklassiske etterspørselsfunksjonen for forsvarstjenester i Norge ga resultater som ikke var forventet ut fra den økonomiske teorien og antagelsene om forklaringsvariablenes innvirkning på forsvarsbudsjettet i Norge gjort på forhånd. Resultatene støttet at det kan finnes én eller flere gyldige langsiktsammenhenger mellom logaritmen til forsvarsbudsjettet i Norge og logaritmen til det settet av forklaringsvariabler som den neoklassiske økonomiske teorien peker ut, og som tidligere empiriske studier har benyttet i sine analyser. Dersom man i modellen tolker den estimerte langsiktcoeffisienten til logaritmen til BNP som en partiell elastisitet, vil for eksempel den estimerte negative

koeffisienten tilhørende denne variabelen åpenbar være urimelig. En mulig forklaring på hvorfor resultatene har hatt en annen karakter enn det som var forventet ut fra den økonomiske teorien, kan ha vært at det ikke har vært nok informasjon i dataene til å skille fra hverandre trendbidraget fra enkelte av forklaringsvariablene.

Utgangspunktet for den alternative modellen for etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge var i stor grad de samme variablene som inngikk i den neoklassiske etterspørselsfunksjonen. Forskjellen var at enkelte av variablene nå var målt som andeler av BNP. Den avhengige variabelen i den alternative modellen jeg estimerte, var forsvarsbudsjettet i Norge målt som andel av BNP. I denne modellen lot jeg også endringen i trusselbildet i Norge spille en mer sentral rolle. Jeg tok utgangspunkt i at forsvarsbudsjettet i Norge som andel av BNP, kunne ha endret likevektverdi som følge av slutten på den kalde krigen. Dette ble det tatt høyde for i modellen ved å inkludere to variabler for forsvarsbudsjettet som andel av BNP, der den ene representerte forsvarsbudsjettet som andel av BNP i perioden under den kalde krigen, og den andre representerte forsvarsbudsjettet som andel av BNP i perioden etter. Forventningsverdien til forsvarsbudsjettet som andel av BNP i de to periodene, var igjen fratrasket henholdsvis de to variablene. Jeg tok også høyde for at USAs forsvarsutgifter som andel av BNP kunne ha endret karakter fra perioden under den kalde krigen til perioden etter. Forklaringsvariablene som inngikk i modellen, var to variabler som representerte USAs forsvarsutgifter som andel av BNP i henholdsvis perioden under den kalde krigen og perioden etter, statlige utgifter som andel av BNP for fastlands-Norge, en variabel som representerte endringen i Norges BNP for fastlands-Norge, målt i faste tusen 2010-priser, endringen i forsvarsbudsjettet som andel av BNP for fastlands-Norge og en dummyvariabel for året 1978.

Resultatene av estimeringen av den alternative modellen for etterspørselen etter forsvarstjenester i Norge tyder på at endringer i trusselbildet i Norge, som følge av slutten på den kalde krigen, kan ha hatt betydning for utviklingen av forsvarsbudsjettet som andel av BNP for fastlands-Norge i perioden 1970 til 2010. Det har blant annet blitt vist at koeffisienten tilhørende variabelen som representerer USAs forsvarsutgifter som andel av BNP endret fortegn i regresjonsmodellen, som følge av slutten på den kalde krigen. Resultatene av estimeringen av modellen viser at endringer i trusselbildet kan ha spilt en rolle for utviklingen av forsvarsbudsjettet i Norge i perioden 1970 til 2010.

Litteraturliste

Anderton, Charles H. og John R. Carter (2009): *Principles of Conflict Economics: A Primer for Social Scientists*, New York: Cambridge University Press.

Andresen, Rolf-Inge V. og Tor Bukkvoll (2009): Russisk våpenutvikling frem mot 2020, *FFI-rapport 2008/01957*, Forsvarets forskningsinstitutt.

Blair, Tony (1999): "Doctrine of the International Community", *Tale holdt på Chicago Economic Club*, 22. april 1999. Kilde: http://www.pbs.org/newshour/bb/international/jan-june99/blair_doctrine4-23.html, funnet 10.4.2013.

Bårdsen, Gunnar og Ragnar Nymoen (2011): *Innføring i økonometri*, Bergen: Fagbokforlaget.

Cappelen, Ådne, Nils Petter Gleditsch og Olav Bjerkholt (1993): Guns, butter, and growth: the case of Norway, i Chan, Steve og Alex Mintz (red.): *Defense, welfare and growth*, London og New York: Routledge.

Dunne, J. Paul, Eftychia Nikolaidou og Nikolaos Mylonidis (2003): The Demand for Military Spending in the Peripheral Economies of Europe, *Defence and Peace Economics*, 14(6), s. 447-460.

Evans, Graham og Richard Newnham (1999): *The Penguin Dictionary of International Relations*, 3. utg, London: Penguin Books Press.

Gadea, Dolores M., Eva Pardos og Claudia Pérez-Forniés, (2004): A Long-run Analysis of Defence Spending in the NATO Countries (1960-99), *Defence and Peace Economics*, 15(3), s. 231-249.

Hill, R. Carter, William E. Griffiths og Guay C. Lim, (2008): *Principles of Econometrics*, 3. utg., USA: Wiley.

Hou, Na (2009): "Arms Race, Military Expenditure and Economic Growth in India," *A thesis submitted to University of Birmingham for the degree of Doctor of Philosophy*, Department of Economics, University of Birmingham. Kilde:

<http://etheses.bham.ac.uk/652/1/Hou10PhD.pdf>, funnet 18.3.2013.

Høiback, Harald (2011): Strategiens kår og historie i Norge, i Edström, Håkan og Palle Ydstebø (red.): *Militærstrategi på norsk – en innføring*, Oslo: Abstrakt.

Keylor, William (2011): *The Twentieth Century World and Beyond: An International History since 1900*, 6. utg., New York: Oxford University Press.

Kissinger, Henry (1994): *Diplomacy*, New York: Simon & Schuster Press.

Lucier, Charles E. (1979): Changes in the Values of Arms Race Parameters, *The Journal of Conflict Resolution*, 23(1), s. 17-33.

Madras School of Economics (MSE), India, forelesningsnotater.

Kilde: <http://advances.mse.ac.in/lecture/notes3.pdf>, funnet 14.3.2013.

Majeski, Stephen J. (1983): Mathematical Models of the U.S. Military Expenditure Decision Making Process, *American Journal of Political Science*, 27(3), s. 485-514.

Nikolaidou, Eftychia (2008): The Demand for Military Expenditure: Evidence from the EU15 (1961-2005), *Defence and Peace Economics*, 19(4), s. 273-292.

Pesaran, M. Hashem og Youngcheol Shin (1999): An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, i Strøm, Steinar (red.): *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frich Centennial Symposium*, New York: Cambridge University Press.

Pesaran, M. Hashem, Youngcheol Shin og Richard J. Smith (2001): Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), s. 289-326.

Pesaran, M. Hashem (2002): Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with Cross Section Dependence, *CESifo Working Paper Series* nr. 869, februar 2003.

Richardson, Lewis F. (1960): *Arms and Insecurity: A Mathematical Study of the Causes and Origins of War*, Pittsburgh: Homewood.

Sandler, Todd og Keith Hartley (1995): *The Economics of Defense*, New York: Cambridge University Press.

Sköns, Elisabeth (1983): Military Prices, i *SIPRI Yearbook 1983*, s. 195-211, London: Taylor and Francis.

Smith, Ron (1980): The Demand for Military Expenditure, *The Economic Journal*, 90(4), s. 811-820.

Smith, Ron (1989): Models of Military Expenditure, *Journal of Applied Econometrics*, 4(4), s. 345-359.

Smith, Ron (1995): The Demand for Military Expenditure, i Hartley, Keith og Todd Sandler (red.): *Handbook of Defense Economics, Volume 1*, Amsterdam: Elsevier.

Smith, Ron (2009): *Military Economics: The Interaction of Power and Money*, Hampshire: Palgrave Macmillan.

Solomon, Binyam (2005): The Demand for Canadian Defence Expenditure, *Defence and Peace Economics*, 16(3), s. 171-189.

St.meld. nr. 34 (2008-2009) "Fra vernepliktig til veteran". Om ivaretagelse av personell før, under og etter deltakelse i utenlandsoperasjoner.

St.prp. nr.1 (1977-1978) for Forsvarsdepartementet.

Sydsæter, Knut (2008): *Matematisk analyse: Bind 1*, 7. utg., Polen: Gyldendal Norsk Forlag.

Vamraak, Tore og Espen Berg-Knudsen (2006): Makroøkonomiske trender – forsvaret i en makroøkonomisk ramme 1960-2040, *FFI-rapport 2006/00003*, Forsvarets forskningsinstitutt.

Vatne, Dagfinn Furnes (2012): Makroøkonomiske trender 2012 – forsvarsøkonomisk utvikling i et historisk og internasjonalt perspektiv, *FFI-rapport 2012/00031*, Forsvarets forskningsinstitutt.

Wolfson, Murray (1968): A Mathematical Model of the Cold War, *Peace Research Society Papers*, årg. 9, s. 107-123.

Data

FFI:

Data for forsvarsbudsjettet i Norge, Norges BNP og fastlands-BNP, alle målt i nominelle kroner, og Norges statsbudsjett (ekskludert avsetninger til Statens pensjonsfond utland), målt i faste 2010-priser er hentet fra Forsvarets forskningsinstitutt (FFI).

SSBa:

Tall for KPI:

<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=KpiAarHist&nvl=&PLanguage=0&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=priser-og-prisindekser&KortNavnWeb=kpi&StatVariant=&checked=true>, funnet 14.3.2013.

Formel for "omregning av kronebeløp ved å bruke indeksene direkte":

<http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/regneeksempler>, funnet 14.3.2013.

SSBb:

Tall for befolkning i Norge:

For perioden 1986 til 2010, folkemengde etter sivilstand:

<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/define.asp?SubjectCode=02&ProductId=02%2E01%2E10&MainTable=Rd0002AaX2&contents=Personer1&PLanguage=0&Qid=0&nvl=True&mt=1&pm=&SessID=824619&FokusertBoks=1&gruppe1=Hele&gruppe2=Hele&gruppe3=Hele&VS1=Landet&VS2=EkteskStat2&VS3=&CMSSubjectArea=befolkning&KortNavnWeb=folkemengde&StatVariant=&Tabstrip=SELECT&aggretnr=1&checked=true>, funnet 14.3.2013.

For perioden 1972-1985, folkemengde etter alder, kjønn, sivilstand og statsborgerskap:

<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/define.asp?SubjectCode=02&ProductId=02%2E01%2E10&MainTable=FolkAldKjSivil&contents=Personer&PLanguage=0&Qid=0&nvl=True&mt=1&pm=&SessID=824619&FokusertBoks=1&gruppe1=Funksjonell6&gruppe2=Hele&gruppe3=Hele&gruppe4=Hele&aggreg1=&VS1=AlleAldre00&VS2=Kjonn3&VS3=SivilStatus3&VS4=&CMSSubjectArea=befolkning&KortNavnWeb=folkemengde&StatVariant=&Tabstrip=SELECT&aggretnr=1&checked=true>, funnet 14.3.2013.

SIPRIa:

Tall for USAs forsvarsutgifter som andel av BNP og europeiske NATO-medlemslands forsvarsutgifter som andel av BNP i perioden 1988 til 2010:

<http://milexdata.sipri.org/result.php4>, funnet 14.3.2013.

SIPRIb:

Tall for USAs forsvarsutgifter som andel av BNP og europeiske NATO-medlemslands forsvarsutgifter som andel av BNP i perioden 1972 til 1987: *SIPRI Yearbook*, ulike år, Oxford University Press.